

Université Paris Dauphine  
Ecole Doctorale Economie des Organisations, Concurrence, Innovation, Finance  
Centre de Recherche sur la Gestion  
Centre de Recherche en Economie des Assurances

## THÈSE

Pour l'obtention du Doctorat ès Sciences Economiques

# ASSURABILITÉ ET DÉVELOPPEMENT DE L'ASSURANCE DÉPENDANCE

Soutenue le 27 Novembre 2009 par

Manuel PLISSON

Sous la direction de  
Jean-Hervé LORENZI, *Professeur à l'Université Paris-Dauphine*

### **Membres du Jury**

Jean-Hervé LORENZI, *Professeur à l'Université Paris-Dauphine (directeur)*

Anne LAVIGNE, *Professeur à l'Université d'Orléans (rapporteur)*

Andre MASSON, *Professeur à l'EEP (rapporteur)*

Denis KESSLER, *Président Directeur Général de la SCOR (suffragant)*

Peter ZWEIFEL, *Professeur à l'Université de Zurich (suffragant)*

Agnès GRAMAIN, *Professeur à l'Université de Nancy II (suffragant)*

# Remerciements

Au moment d'achever mon doctorat, mes pensées vont aux nombreuses personnes qui auront permis à cette recherche d'aboutir.

Mes premiers remerciements s'adressent au Professeur Jean-Hervé Lorenzi, sous la direction duquel j'ai eu la chance d'effectuer ma Thèse. Son indéfectible soutien académique et humain m'ont été indispensables dans l'aboutissement de mon travail. Les directions qu'il m'a indiquées, sans jamais ne laisser ma réflexion s'égarer, ont joué un rôle majeur dans la construction de ce travail. Je tiens également à le remercier de m'avoir permis d'intervenir au sein du Master 21 "Gestion du risque et de l'assurance" et de m'avoir permis de participer aux travaux de la Chaire de la fondation du Risque "Risques et chances de la transition démographique".

Je tiens également à remercier la société d'assurance Prédica, en particulier Michel Villatte, Edouard de Bonnafos, Jean-Marc Blondiaux et Marion De La Rivière, pour m'avoir accueilli pour la préparation de cette Thèse, dans le cadre d'un partenariat avec l'Université Paris Dauphine.

Je veux remercier les deux rapporteurs, les Professeurs André Masson et Anne Lavigne qui ont pris le temps de lire ce travail. Cette thèse doit beaucoup au Professeur Anne Lavigne, que je remercie d'avoir pris le temps de participer à ma pré-soutenance et de m'avoir apporté, à cette occasion de nombreux conseils qui ont permis d'améliorer mon travail. Cette thèse doit également beaucoup à André Masson et Luc Arrondel, qui m'ont fait découvrir l'Economie du Risque dans le cadre de leur cours à l'ENS.

Je tiens à remercier avec insistance Monsieur le Président Denis Kessler, qui m'a fait l'honneur d'accepter de faire partie de mon jury, apportant ainsi sa profonde connaissance de l'assurance dépendance ainsi que le point de vue du professionnel de l'assurance. Je remercie également les Professeurs Peter Zweifel et Agnès Gramain, dont les écrits ont enrichi ma connaissance du sujet.

Je veux également remercier le CEREG (DRM-FINANCE) et en particulier la Professeur Edith Ginglinger qui m'a offert la possibilité de partir 5 mois à la Georgia State University. Je tiens également à rendre hommage au LEGOS et en particulier à Marie-Eve Joel, Claude Lepen, Jérôme Wittwer et Franck Bien pour leurs nombreux conseils et leur disponibilité. Mes

pensées vont également à Renaud Legal, co-auteur et compagnon indéfectible, pour son aide et ses nombreux conseils. Et dans le désordre : David Flacher, Bernard Ennuyer, Mathieu Baratas, Adrienne Egger, Dominique Ventre, Roméo Fontaine, François Belot, Mauricette et Jean-Claude Féneron, Timothée Waxin, Sarah et Donia Trabelsi, Dominique Namur, Richard D. Phillips, Jayant R. Kale, René Revol, Romuald Elie, Marc Ferracci, Côme Segretain, Lydie Parmas, Caroline Farge, Olivier Laleux, Elie Cohen (†), Florence de Luca, Jacques Pelletan, Christine Chevallier, Sébastien Nouet, Arnold Chassagnon, Sandrine Dufour-Kippelin, François Rocherieux, Brigitte Dormont, Michèle Cohen et Kevin Beaubrun. J'en oublie certainement.

Je veux remercier avec insistance Claire Féneron. Tout d'abord pour les moments que nous avons vécu – et ceux que nous vivons – ensemble. Ensuite, pour sa patience et son soutien durant ces derniers mois, passés en grande partie derrière livres et ordinateurs.

Enfin, je terminerai cette liste par ma famille, à laquelle je dédie ce travail, pour m'avoir aimé, aidé et soutenu. J'espère avec ce travail avoir apporté ma modeste contribution à mon héritage familial, fortement influencé par l'enseignement, l'économie et l'intérêt pour les questions de société.

# Résumé en français

L'assurance dépendance des personnes âgées constitue en France et dans de nombreux autres pays développés (Etats-Unis, Espagne, etc. . . ) une énigme. Pourquoi le marché de l'assurance dépendance ne se développe pas davantage alors que la dépendance représente un risque financier très important pour les personnes âgées et que l'aide publique est dans la plupart des pays très insuffisante ? Cette thèse propose une étude originale du marché de la dépendance et apporte une réponse nouvelle à cette énigme. Elle étudie si le rationnement du marché s'explique par des raisons liées au fonctionnement des marchés (explications le plus souvent retenues par la littérature) ou si cet équilibre sous optimal découle de raisons plus institutionnelles. Cette recherche abouti à 4 résultats.

Dans une première partie, elle montre, à partir de données originales, qu'il est possible de repousser la frontière de l'assurabilité sur le risque dépendance notamment sur la prise en charge à domicile.

Dans une seconde partie, elle montre que les préférences individuelles peuvent pousser certains agents à ne pas s'assurer et ceci pour au moins deux raisons :

- soit parce que le produit proposé n'est pas un produit de pleine assurance ;
- soit parce que leur état de santé effectif ou anticipé a un effet très fort sur la valorisation de leur richesse.

Nous disposons également d'un portefeuille d'individus assurés. Les résultats obtenus à partir de ces données inédites en France indiquent que le contrat dépendance a vocation à devenir un produit de masse, particulièrement apprécié des classes populaires et moyennes.

Enfin dans une troisième partie, les tests standards concluent à partir de nos données à une absence d'antisélection sur le marché français de l'assurance dépendance. Cette absence d'antisélection pourrait s'expliquer par des phénomènes de compensation.

A partir de ces quatre résultats, nous pouvons avancer que le faible développement du marché français de l'assurance dépendance ne s'explique pas par une défaillance de marché dans la couverture de ce risque mais par des raisons plus contextuelles et institutionnelles (critères d'allocation de l'aide publique, fiscalité désavantageuse par rapport aux contrats d'assurance, etc.). Cependant, une partie de la population, en raison de ses préférences, continuera rationnellement

à ne pas s'assurer.

**JEL Classification :** H0 ; G22 ; I11 ; J14

**Mots clés :** dépendance des personnes âgées, assurabilité, demande d'assurance, asymétrie d'information, effet de sélection, antisélection

# Résumé en anglais

The private long-term care insurance (LTCI) market is a puzzle, in France and in several developed countries (United-States, Spain, etc...). The long-term care insurance market is small, yet long-term care is one of the largest uninsured financial risks facing the elderly. In addition public insurance is small in most countries. This research develops a new analysis of this long-term care insurance puzzle. It examines, on the basis of a new data set for France, whether the limited size of the insurance market is explained by market failures, or whether this sub optimal result is linked to institutional reasons ?

The research leads to four results.

In the first part, I argue that it is possible to push back the insurability frontier for long-term care at home.

In the second part, I illustrate how individual preferences may lead some persons not to seek insure, and this for at least two reasons :

- an incomplete insurance contract ;
- current and expected health condition has a strong effect on wealth utility.

On the basis of my data set, I argue that long-term care insurance can become a mass product particularly appreciated by middle classes.

In the last part, I show, using standard tests, that there is no adverse selection on the private long-term care insurance market. This could be explained by offsetting effects.

In view of these four results, I argue that the current limited size of LTCI market can be better explained by institutional reasons (social insurance criteria, tax disincentives) rather than by market failure. There are no economic obstacles to the development of this market. Nevertheless, a small share of the population will prefer not to insure.

**JEL Classification :** H0 ; G22 ; I11 ; J14

**Key words :** ageing, insurability, demand for insurance, information asymmetry, selection effects, adverse selection

# Table des matières

<b>I</b>	<b>Partie introductive</b>	<b>19</b>
<b>1</b>	<b>Introduction Generale</b>	<b>20</b>
1.1	Risque et démographie . . . . .	20
1.2	Le risque financier de la dépendance . . . . .	21
1.3	Défaillance de marché, risque long et assurance . . . . .	23
1.4	Les explications à "l'énigme de l'assurance dépendance" . . . . .	26
1.5	Problématique et enjeu . . . . .	29
1.6	Méthode . . . . .	30
1.7	Organisation de la thèse . . . . .	31
<b>2</b>	<b>L'énigme de l'assurance dépendance</b>	<b>34</b>
2.1	Introduction . . . . .	34
2.2	La dépendance est-elle un risque? . . . . .	36
2.2.1	Définitions de la dépendance et délimitation du risque . . . . .	36
2.2.2	Les causes de la dépendance . . . . .	44
2.2.3	Mesures de la dépendance . . . . .	49
2.2.4	La dépendance : un risque amplifié par la période de fin de vie . . . . .	50
2.3	Evolution du risque dépendance : 50% de personnes dépendantes en plus d'ici 2040	51
2.3.1	Evolution de la population totale . . . . .	51
2.3.2	L'allongement de l'espérance de vie aux âges élevés . . . . .	51
2.3.3	Les différents scénarios d'évolution de la population dépendante . . . . .	54
2.3.4	Les différents moments de progression de la dépendance . . . . .	56

2.4	Coût de la dépendance et prise en charge . . . . .	57
2.4.1	Le coût de la dépendance . . . . .	57
2.4.2	Le rôle des aidants . . . . .	65
2.4.3	Les revenus disponibles . . . . .	66
2.5	Le marché de l'assurance dépendance . . . . .	71
2.5.1	Les principales caractéristiques des contrats dépendance . . . . .	71
2.5.2	L'évolution du marché . . . . .	75
2.6	Conclusion . . . . .	79
 <b>II Les déterminants de l'offre d'assurance dépendance</b>		<b>81</b>
 <b>3 Le marché peut-il assurer l'intégralité du risque dépendance ?</b>		<b>82</b>
3.1	Introduction . . . . .	82
3.2	Les différentes composantes du risque dépendance . . . . .	85
3.2.1	L'impact des évolutions démographiques et sanitaires sur le risque dépendance . . . . .	85
3.2.2	Le risque de dérive des coûts . . . . .	94
3.3	Le cadre théorique de l'assurabilité . . . . .	97
3.3.1	Qu'est-ce qu'un risque assurable ? . . . . .	97
3.3.2	Peut-on assurer le risque de dérive des coûts : le modèle de Cutler . . . . .	102
3.3.3	Les limites du modèle et des estimations obtenues . . . . .	111
3.4	Présentation des données du coût de l'aide à domicile . . . . .	116
3.4.1	Les variables CNAV et CNAV semi annuel . . . . .	117
3.4.2	La variable "salaire d'auxiliaire médical débutant à domicile" . . . . .	118
3.4.3	Transformation des séries . . . . .	121
3.5	Jusqu'où peut-on repousser la frontière de l'assurabilité : résultats des estimations et prévisions . . . . .	121
3.5.1	Tests de stationnarité sur les coûts d'aide à domicile en France . . . . .	121
3.5.2	Prévision de l'évolution du risque de dérive des coûts . . . . .	126



3.5.3	Existe-t-il une relation de long terme entre le coût de l'aide à domicile et le PIB? . . . . .	133
3.6	Conclusion . . . . .	136
<b>4</b>	<b>Les imperfection de l'offre expliquent-elles la faible taille du marché?</b>	<b>139</b>
4.1	Introduction . . . . .	139
4.2	Comment tester les défaillances de marché? . . . . .	141
4.3	Le rationnement par les prix : un taux de chargement élevé . . . . .	143
4.3.1	Définition . . . . .	143
4.3.2	Modélisation du taux de chargement . . . . .	144
4.3.3	Les données . . . . .	145
4.3.4	Résultats . . . . .	145
4.3.5	La robustesse des résultats de Finkelstein et Brown . . . . .	148
4.3.6	Une tarification supérieure au prix actuariel peut-elle expliquer à elle seule la taille limitée du marché? . . . . .	149
4.4	Le rationnement par les quantités : un niveau de couverture limité . . . . .	152
4.4.1	Définition . . . . .	152
4.4.2	Modélisation . . . . .	153
4.4.3	Résultats . . . . .	153
4.4.4	Une explication suffisante? . . . . .	155
4.5	Des contrats d'assurance inadaptés . . . . .	155
4.5.1	Avantages et limites des contrats proposés . . . . .	156
4.5.2	Diminuer le prix de l'assurance en souscrivant suffisamment tôt : l'expérience Eldersshield . . . . .	156
4.5.3	L'auto assurance face au risque dépendance . . . . .	157
4.5.4	Combiner assurance dépendance et assurance en cas de vie . . . . .	158
4.5.5	Une assurance contre la durée en dépendance . . . . .	159
4.5.6	Une assurance contre le degré de dépendance . . . . .	160
4.5.7	La solution des hypothèques inversées . . . . .	160
4.5.8	Les implications concernant les facteurs de demande? . . . . .	161
4.6	Conclusion . . . . .	164

**III Les déterminants de la demande d'assurance 165**

**5 Les comportements de demande d'assurance face au risque dépendance : une approche théorique 166**

5.1 Introduction . . . . . 166

5.2 Une revue de littérature théorique . . . . . 168

5.2.1 Aide publique et assurance : éviction ou complémentarité . . . . . 169

5.2.2 Demande d'assurance dépendance et demande d'assurance décès . . . . . 174

5.2.3 L'aléa moral intergénérationnel . . . . . 177

5.3 Les comportements de demande face à une rente dépendance . . . . . 190

5.3.1 Le modèle de demande d'assurance . . . . . 193

5.3.2 Résultats de statique comparative sur le modèle standard . . . . . 196

5.3.3 Le modèle avec un actif risqué non corrélé au risque . . . . . 200

5.3.4 Le modèle avec actif risqué inversement corrélé au risque . . . . . 202

5.4 Les comportements de demande d'assurance dans un cadre bivarié . . . . . 210

5.4.1 La dépendance considérée comme un choc d'utilité : un exemple . . . . . 211

5.4.2 La demande d'assurance dans un cadre bivarié . . . . . 214

5.4.3 Interprétation des résultats du modèle . . . . . 223

5.5 Le prix de la dépendance dans un cadre bivarié . . . . . 224

5.5.1 Les hypothèses du modèle . . . . . 225

5.5.2 Situation des producteurs . . . . . 226

5.5.3 Situation du consommateur . . . . . 228

5.5.4 Equilibre sur le marché des soins de dépendance . . . . . 230

5.5.5 Equilibre sur le marché du bien de consommation courante . . . . . 230

5.5.6 Statique comparative . . . . . 231

5.6 Conclusion . . . . . 232

**6 Les déterminants de la demande d'assurance face à une offre incomplète : premiers résultats empiriques sur données bancaires 234**

6.1 Introduction . . . . . 234

6.2 Revue de la littérature empirique . . . . . 236

6.2.1	L'impact de la richesse sur la demande d'assurance dépendance . . . . .	236
6.2.2	L'âge . . . . .	239
6.2.3	La catégorie socioprofessionnelle . . . . .	241
6.2.4	Assurance et structure familiale . . . . .	243
6.2.5	L'effet de l'aléa moral intergénérationnel sur la décision d'assurance : une méthode d'estimation alternative . . . . .	246
6.3	Les données . . . . .	251
6.3.1	Le contrat d'assurance proposé . . . . .	252
6.3.2	Présentation de la variable dépendante . . . . .	252
6.3.3	Préférences déclarées versus préférences observées . . . . .	253
6.3.4	Les différentes bases utilisées . . . . .	254
6.3.5	Caractéristiques de la population assurée : base France entière . . . . .	256
6.3.6	Caractéristiques de la base Région . . . . .	258
6.4	Premiers résultats empiriques . . . . .	267
6.4.1	Méthode d'estimation . . . . .	267
6.4.2	L'effet des variables sociodémographiques et de revenu sur la décision d'assurance . . . . .	269
6.4.3	Le rôle de l'aversion au risque . . . . .	277
6.4.4	Les résultats de la méthode Bootstrap . . . . .	278
6.4.5	Les déterminants du niveau d'assurance au sein de la population assurée .	278
6.4.6	Les déterminants du niveau d'assurance corrigé de l'effet de sélection . . .	281
6.5	Conclusion . . . . .	285

#### **IV L'assurance dépendance dans un contexte d'asymétrie d'information 287**

##### **7 Les asymétries d'information affectent-elles l'efficience du marché de l'assurance dépendance ? 288**

7.1	Introduction . . . . .	288
7.2	Asymétrie d'information et assurance : une revue de littérature . . . . .	291
7.2.1	Le modèle historique de Rothschild et Stiglitz . . . . .	292

7.2.2	L'antisélection dynamique . . . . .	297
7.2.3	Le caractère multidimensionnel de l'information cachée ou la compensation par l'hétérogénéité des goûts . . . . .	301
7.3	Méthode d'estimation de l'antisélection sur le marché français . . . . .	311
7.3.1	Une estimation de l'antisélection dynamique . . . . .	312
7.3.2	La méthode Finkelstein et Poterba . . . . .	313
7.3.3	La méthode dépendant <i>versus</i> non dépendant . . . . .	313
7.3.4	La méthode dépendant <i>versus</i> décédé . . . . .	315
7.3.5	Les données utilisées . . . . .	317
7.4	Premiers résultats empiriques : absence d'antisélection sur le marché de l'assurance dépendance . . . . .	318
7.4.1	Résultats sur l'antisélection dynamique . . . . .	318
7.4.2	Etude statistique de la population assurée devenue dépendante . . . . .	319
7.4.3	Résultats sur le test d'antisélection (méthode Finkelstein et Poterba) . . . . .	320
7.4.4	Résultats sur le test d'antisélection (méthode Chiappori Salanié) . . . . .	322
7.5	Conclusion . . . . .	326
<b>8</b>	<b>Conclusion générale</b>	<b>328</b>
8.1	Les principaux résultats de la thèse . . . . .	328
8.2	Quel projet pour le cinquième risque ? . . . . .	331
8.2.1	le projet d'une sécurité sociale universelle . . . . .	332
8.2.2	Le projet d'une complémentaire dépendance . . . . .	333
8.2.3	Le projet d'une assurance obligatoire, souscrite très jeune . . . . .	334
8.2.4	Le projet d'un partenariat public privé . . . . .	334
8.3	Pistes de réflexion pour des recherches ultérieures . . . . .	335
<b>9</b>	<b>Annexes</b>	<b>352</b>
9.1	Annexe du chapitre 2 . . . . .	352
9.1.1	Les différentes mesures de la dépendance . . . . .	352
9.1.2	Le calcul de l'APA . . . . .	360
9.2	Annexe du chapitre 3 . . . . .	364

9.2.1	Les critères de l'assurabilité . . . . .	364
9.2.2	Calcul de la variance des coûts dans k années . . . . .	367
9.2.3	Calcul de l'écart type du logarithme du coût agrégé . . . . .	370
9.2.4	Définition de la stationarité . . . . .	373
9.2.5	Processus TS et DS . . . . .	374
9.2.6	Taux d'institutionnalisation par âge aux Etats-Unis . . . . .	375
9.2.7	Résultats sur données américaines . . . . .	377
9.2.8	La mesure des prix de la santé en France . . . . .	380
9.2.9	Retraitement des tarifs d'aide à domicile . . . . .	382
9.2.10	Statistiques des séries retraitées . . . . .	383
9.2.11	Test ARCH . . . . .	383
9.3	Annexe du chapitre 5 . . . . .	385
9.3.1	Le modèle de Meier (assurance dépendance et assurance décès) . . . . .	385
9.3.2	Les différentes manières de modéliser l'utilité en présence du risque dépendance . . . . .	403
9.3.3	Le modèle de Pauly . . . . .	404
9.3.4	Le modèle de Zweifel . . . . .	411
9.3.5	Calcul de maximisation du modèle standard . . . . .	436
9.3.6	Le modèle avec actif risqué inversement corrélé au risque . . . . .	438
9.4	Annexe du chapitre 6 . . . . .	443
9.4.1	Caractéristiques des clients du réseau bancaire . . . . .	443
9.4.2	Les différentes bases utilisées . . . . .	447
9.4.3	Caractéristiques du contrat proposé . . . . .	448
9.4.4	Caractéristiques du portefeuille assuré France entière . . . . .	449
9.4.5	Caractéristiques des données de caisse . . . . .	454
9.4.6	Les effets des variables socioéconomiques sur la probabilité de s'assurer . . . . .	454
9.4.7	Segmentation commerciale . . . . .	457
9.4.8	Résultat du Bootstrap . . . . .	458
9.4.9	Estimations des modèles A1, A2 et A3 sur les sous populations . . . . .	461
9.4.10	Les déterminants du niveau d'assurance . . . . .	471

9.5	Annexe du chapitre 7 . . . . .	483
9.5.1	Les contrats "front loaded" . . . . .	483
9.5.2	ACM sur les assurés en situation de dépendance . . . . .	484
9.5.3	Les données américaines utilisées pour tester l'antisélection multidimensionnelle . . . . .	485
9.5.4	Structure de détention des contrats d'assurance dans l'enquête HRS . . .	487
9.5.5	La tarification des contrats d'assurance dépendance dans l'enquête Weiss	489
9.5.6	Données relatives à la probabilité de recours au soins $Q_{t,s}$ . . . . .	490
9.5.7	Données relatives au coût des soins $X_{t,s}$ . . . . .	492
9.5.8	L'impact de l'aide publique sur l'estimation du taux de chargement et de la générosité du contrat . . . . .	493
9.5.9	Résultats de l'antisélection dynamique . . . . .	495
9.5.10	Résultats du test d'antisélection (Méthode Finkelstein et Poterba) . . . .	498

# Liste des tableaux

2.1	Résultats de l'enquête HID concernant les plus de 60 ans. Source : INSEE, enquête Handicap-Incapacité-Dépendance 1998 et 1999. . . . .	40
2.2	Les déterminants sanitaires de la dépendance. Source : rapport Wanless 2006 . . .	46
2.3	Les facteurs de dépendance. Source : OMS Europe 2005. . . . .	48
2.4	Projections en nombre de personnes âgées dépendantes. Source : HID Destinie 2001. . . . .	57
2.5	Poids des dépenses de dépendance dans le PIB. Source : Projections PIB Commission Européenne. . . . .	62
2.6	Nombre moyen d'aidants potentiels (2000-2040). Source : INSEE, DESTINIE (scénario central) en enquêtes HID 1998 et 1999. . . . .	66
2.7	Montant moyen mensuel de la retraite globale (toutes carrières) selon l'âge et le sexe. Source : INSEE 2004. . . . .	67
2.8	Montant moyen mensuel de la retraite globale selon l'âge et le sexe. Source : Cour des Comptes 2004. . . . .	70
2.9	Montant moyen mensuel de la retraite globale selon l'âge et le sexe. . . . .	71
3.1	Test ADF sur série transformée et non transformée . . . . .	123
3.2	Prévisions de l'écart type du risque agrégé . . . . .	124
3.3	Estimation des modèles AR(1), MA(1) et ARMA(1,1) . . . . .	129
3.4	Prévisions de l'écart type du risque agrégé . . . . .	131
3.5	Estimations des modèles AR(1), MA(1) et ARMA(1,1) sur les séries nominales . . . . .	132
3.6	Test de cointégration de Johansen proposé par E-Views . . . . .	135
3.7	Test de cointégration de Johansen proposé par E-Views . . . . .	136

5.1	L'effet des paramètres individuels sur la demande d'assurance dépendance et d'assurance décès . . . . .	176
6.1	Les déterminants de la demande d'assurance 1/3 . . . . .	274
6.2	Les déterminants de la demande d'assurance 2/3 . . . . .	276
6.3	Les déterminants de la demande d'assurance 3/3 . . . . .	277
7.1	Test du Khi-deux Dépendant/Décès . . . . .	317
7.2	Estimations du probit bivarié 1 sur 2 . . . . .	322
7.3	Estimation du probit bivarié 2/2 . . . . .	323
7.4	Test du Khi-deux Averse/Surprime . . . . .	325
9.1	Statistiques des séries retraitées . . . . .	384
9.2	Statistiques des séries retraitées . . . . .	384
9.3	Caractéristiques d'âge et de csp des clients du bancassureur . . . . .	444
9.4	Distribution du revenu au sein des clients du bancassureur et de la population française . . . . .	445
9.5	Distribution du patrimoine au sein des clients du bancassureur et de la population française . . . . .	446
9.6	Les différents niveaux de couverture du contrat . . . . .	448
9.7	Les caractéristiques du produit . . . . .	448
9.8	Mise en jeu des garanties . . . . .	449
9.9	Caractéristiques d'âge, de csp et de statu matrimonial au sein de la population assurée France entière . . . . .	450
9.10	Répartition de la catégorie retraitée en fonction de la catégorie d'origine . . . . .	450
9.11	Statut de la police d'assurance . . . . .	451
9.12	Caractéristiques de la garantie et de la surprime pour la population assurée France entière . . . . .	452
9.13	Distribution des garanties partielle et obsèque sur l'ensemble de la population assurée . . . . .	453



# Table des figures

2-1	Du concept de maladie au concept de dépendance . . . . .	39
2-2	Les différents types de choc sanitaires. Source : Couffinhal 1999 . . . . .	45
2-3	Taux de prévalence de la dépendance (GIR 1 à 4) par âge et par sexe. Source : enquête HID 1999-2001. . . . .	47
2-4	Projection de population 2005-2050. Source : INSEE 2006. . . . .	52
2-5	Evolution de l'espérance de vie à 60 ans. Source : INSEE 2006. . . . .	53
2-6	Projections démographiques en matière de population dépendante (GIR 1 à 4). Source : INSEE, Destinie et enquêtes HID 1998-2001. . . . .	56
2-7	Répartition de la prise en charge publique. Source : Cour des Comptes 2005. . . . .	62
2-8	Les dépenses publiques de dépendance en pourcentage du PIB. Source : OCDE . . . . .	65
2-9	Aides perçues (APA et réduction d'impôt sur le revenu au titre de l'emploi d'un salarié domicile) en fonction du revenu pour une personne en GIR 1. Source : Cour des comptes 2004. . . . .	70
2-10	Population totale assurée contre la dépendance. Source : FFSA. . . . .	76
2-11	Nombre total de têtes assurées par les compagnies d'assurance. Source : FFSA. . . . .	76
2-12	Taux de croissance du nombre de personnes assurées par les sociétés d'assurance. Source : FFSA. . . . .	77
3-1	Baisse annuelle des taux de prévalence à chaque âge entre 1990 et 1999 pour les femmes. Source : INSEE, enquête HID. . . . .	88
3-2	Evolution de la dépendance aux Etats-Unis entre 1984 et 1999. Sources : NLTCs, NHIS, NNHS, SOA, SIPP, MCBS. . . . .	90

3-3	Evolution de la part des plus de 75 ans dans la population totale. Source : INSEE 2006. . . . .	91
3-4	Projections de la population dépendante à l'horizon 2040. Source : DREES 2006.	92
3-5	Tarif CNAV semi annuel nominal. Source : Association "Les Amis" . . . . .	118
3-6	Tarif CNAV annuel. Source : Association "Les Amis" . . . . .	119
3-7	Salaire d'une aide à domicile débutante. Source : Association "Les Amis" . . . . .	120
3-8	Evolution de l'écart-type moyen (sans log) avec l'horizon temporel . . . . .	125
3-9	Prévision de la série CNAV semi . . . . .	132
3-10	Prévision à partir de la série salaire . . . . .	133
4-1	Offre et Demande d'assurance dépendance pour une prime donnée . . . . .	142
5-1	Effet des variations du revenu de vie active sur le niveau d'épargne de première période . . . . .	197
5-2	Effet des variations du montant de la retraite sur le niveau d'épargne de première période . . . . .	198
5-3	Effet du coût de la dépendance sur le niveau d'épargne de première période . . . . .	199
6-1	Prime mensuelle en fonction de l'âge et du montant de garantie . . . . .	263
6-2	Probabilité d'être dépendant avant de mourir à chaque âge . . . . .	266
9-1	Distribution de l'âge au sein de la population assurée France entière . . . . .	449
9-2	Distribution du niveau de cotisation au sein de la population assurée France entière	451
9-3	Distribution du montant de garantie au sein de la population assurée France entière	453
9-4	Table multi-états . . . . .	455

**Première partie**

**Partie introductive**

# Chapitre 1

## Introduction Generale

### 1.1 Risque et démographie

"Démographie et économie forment un vieux couple, mais qui prête aux fantasmes", comme le rappelait Jean Pisany-Ferri dans l'introduction au rapport du Conseil d'Analyse Economique consacré à ce thème (Aglietta, Blanchet & Heran 2002). Au 16e siècle déjà, Jean Bodin écrivait "Il n'y a ni richesse ni force que d'hommes"<sup>1</sup>. Par la suite, de nombreux économistes se sont intéressés aux rapports entre démographie et économie<sup>2</sup>. Ces questions ont retrouvé un intérêt accru ces dernières décennies en raison de ce que l'on a coutume d'appeler le vieillissement de la population, c'est-à-dire le double phénomène d'allongement de l'espérance de vie et de diminution ou stabilisation des naissances qui entraîne une surreprésentation des personnes âgées au sein de la population totale. Ce phénomène de vieillissement menace directement le financement des retraites. Cependant, ses effets sur les grands agrégats macroéconomiques tels que la croissance, la productivité, l'épargne ou le chômage n'ont pas donné lieu à des conclusions tranchées de la part des économistes<sup>3</sup>.

L'accroissement de longévité a également fait apparaître de nouveaux risques, au premier

---

<sup>1</sup>Cette citation célèbre est tirée du livre de Jean Bodin, *Les six livres de la République*, paru pour la première fois en 1576 à Paris. Elle est extraite du livre V, chapitre II intitulé : "Les moyens de remédier aux changements des Républiques, qui adviennent pour les richesses excessives des uns, et pauvreté extrême des autres".

<sup>2</sup>On pense notamment à la paupérisation sous l'effet de la loi d'airain des rendements décroissants, aux théories néo-malthusiennes mais également à Alfred Sauvy.

<sup>3</sup>On en veut pour preuve les conclusions très nuancées du rapport *Démographie et Economie* qui effectue une synthèse de nombreux travaux académiques sur ces sujets (Aglietta et al. 2002).

rang desquels les dépenses de dépendance des personnes âgées. Des travaux universitaires se sont intéressés à la dépendance dans une perspective démographique<sup>4</sup>, sociologique<sup>5</sup>, en économie de la famille<sup>6</sup> ou encore en actuariat<sup>7</sup>. Cette question a donné lieu également à de nombreux rapports<sup>8</sup>. Mais la gestion du risque financier que représentent les dépenses de dépendance apparaissait jusqu'il y a peu comme le parent pauvre de la réflexion économique sur le vieillissement, notamment en France. Ce risque financier s'est également accru avec la diminution du nombre d'enfants par famille, l'autonomisation des membres de la famille ainsi que leur dispersion géographique. La dépendance, qui était auparavant couverte par une auto assurance d'origine familiale, s'est peu à peu détachée de ce cadre pour devenir un risque financier à part entière.

## 1.2 Le risque financier de la dépendance

Pour une personne âgée, tomber en situation de dépendance représente une réelle perte de bien-être mais également un risque financier<sup>9</sup> majeur. A l'inquiétude de voir sa santé se

---

<sup>4</sup>G. Lafortune, G. Balestat et the Disability Study Expert Group Members, "Trends in Severe Disability Among Elderly People : Assessing the Evidence in 12 OECD Countries and the Future Implications", *OECD Health Working Paper* n°26, 2007.

<sup>5</sup>A. Gramain, F. Weber et S. Gojard, *Chargé de famille, Dépendance et parenté dans la France contemporaine*, La Découverte, 2003.

<sup>6</sup>A. Gramain, L.Lacan, F.Weber et J. Wittwer, "Économie domestique et décisions familiales dans la prise en charge des personnes âgées dépendantes : De l'ethnographie à la formalisation microéconomique", *Revue économique*, vol. 56, N° 2, mars 2005, p. 465-484.

A. Gramain, "Décision de recours aux services professionnels dans la prise en charge des personnes âgées dépendantes : une modélisation dynamique et structurelle à choix discrets", thèse de doctorat soutenue à l'Université de Toulouse III, sous la direction de J. Pous et J.P. Florens.

B. Davin, "Trois essais en économie du vieillissement : déterminants des besoins d'aide, de la nature de l'aide, et de la satisfaction des besoins d'aide des personnes âgées", thèse de doctorat soutenue à l'Université Aix-Marseille II sous la direction de Jean-Paul Moatti.

<sup>7</sup>S. Nouet, "Assurabilité et tarification de l'assurance dépendance", thèse soutenue à l'Université Paris Dauphine sous la direction de Jean-Hervé Lorenzi, 2006.

<sup>8</sup>*Construire le cinquième risque*, Rapport d'étape de la mission sénatoriale dirigée par Alain Vasselle, juillet 2008.

*Perspectives financières de la dépendance à l'horizon 2025 : prévisions et marge de choix*, Mission confiée à Hélène Gisserot, Procureur Général Honoraire auprès de la Cour des Comptes, 2007.

*Personnes Agées Dépendantes : Batir le scénario du libre choix*, Centre d'Analyse Stratégique, La Documentation Française, 2006.

Haut Conseil de la Population et de la Famille, 1999, *La dépendance des personnes âgées. Synthèses et perspectives*, Rapport du groupe de travail présidé par J. P. Delalande et M. T. Joint-Lambert, Haut Conseil de la Population et de la Famille, Paris, avril.

<sup>9</sup>Le risque financier de la dépendance sera évoquée par l'acronyme RFD par la suite.

détériorer s'ajoute la peur de ne pas pouvoir faire face à ce risque financier. Pour la dépendance en établissement, le coût mensuel varie entre 1 800 euros et 3 500 euros avec une moyenne autour de 2 500 euros. Le coût peut même être supérieur en région parisienne. Pour les personnes à domicile, la dépendance représente un coût moyen de 1 500 euros mais il oscille entre 340 euros par mois pour la dépendance légère et 5 300 euros par mois en cas de dépendance physique et psychique maximale (Ennuyer 2006). Le coût peut même être supérieur en région parisienne. Si l'on rapporte ce coût moyen à la solvabilisation moyenne apportée par l'Allocation Personnalisée d'Autonomie<sup>10</sup> versée par les Conseils Généraux qui est de 409 euros (Perben 2006), on se rend compte que la prise en charge publique ne représente que 30% du coût moyen (Ennuyer 2006). D'autres estimations ont évalué la prise en charge publique à 50% du coût moyen (CdC 2005). Des études plus récentes estiment que le reste à charge est en moyenne de 1 600 euros par individu<sup>11</sup>. A noter que ce reste à charge dépend également de l'aide informelle apportée par les proches. Une part importante des personnes dépendantes ne peuvent donc faire face à ce risque financier à l'aide de leur revenu mensuel<sup>12</sup>. Elles sont donc contraintes de puiser dans leur épargne si elles en ont, de faire appel à leurs enfants ou encore de vendre leur maison afin de financer leur dépendance (Breuil-Genier 1996). Il reste donc un complément de financement qui reste à la charge de la personne dépendante.

Au niveau macroéconomique, les dépenses de dépendance représentent en France environ 19 milliards d'euros par an soit environ 1% du PIB (CdC 2005). Elles représentent 1,2% aux Etats-Unis (CBO 2004) et atteignent même 2,89% du PIB en Suède (OECD 2005). Pour l'ensemble des pays de l'OCDE, elles se situent entre 0,6% du PIB et 2,89% du PIB (OECD 2005). La part des dépenses financée par l'aide publique est toujours plus importante que la part privée, sauf en Espagne. En France, les dépenses publiques à destination de la dépendance se répartissent de la manière suivante : 63,1% par l'assurance maladie, 20,5% par les collectivités locales, 14,5% par la caisse nationale de solidarité pour l'autonomie et 1,9% par l'Etat (CdC 2005).

En dépit de ce risque financier important, le marché de l'assurance dépendance tarde à se

---

<sup>10</sup>Que l'on nommera APA par la suite. Cette aide versée par les Conseils Généraux remplace la Prestation Spécifique Dépendance depuis le premier Janvier 2002.

<sup>11</sup>Estimation effectuée dans le cadre du rapport d'étape sur "Construire le cinquième risque" dirigé par Alain Vasselle.

<sup>12</sup>Selon l'INSEE, le montant des retraites moyennes mensuelles s'élevait en 2004 à 1625 euros pour les hommes et 979 euros pour les femmes.

développer. Le nombre de personnes couvertes par un produit d'assurance dépendance serait au maximum de 2,5 millions (Decoster 2006). Si on rapporte ce nombre global d'assurés aux personnes de plus de 40 ans, on obtient un taux d'équipement du marché d'environ 8% ce qui reste très faible si on le compare au taux d'équipement du marché de la complémentaire santé qui est de 86%<sup>13</sup> (HCAAM 2005). D'autant qu'une grande part de ces assurés est très mal couverte. Les primes et les indemnités prévues dans le cadre des contrats collectifs, auxquels adhère environ la moitié de la population couverte, sont souvent trop faibles face au coût de la dépendance. Ces indemnités seront d'autant plus faibles dans 15 ans lorsque le coût de la prise en charge aura augmenté. Cette "énigme de l'assurance dépendance"<sup>14</sup> n'est pas propre au contexte institutionnel français. Les États-Unis, qui représentent un système d'assurance social très différent du nôtre, rencontrent exactement le même type de paradoxe. Une aide publique encore plus insuffisante et exclusivement réservée aux personnes désargentées, des revenus insuffisants et en même temps un taux d'équipement de l'assurance dépendance qui peine à dépasser les 10% des plus de 65 ans, tout comme en France. Et pourtant, les États-Unis et la France représentent les deux marchés de l'assurance dépendance les plus matures.

### 1.3 Défaillance de marché, risque long et assurance

Cette question de la taille limitée du marché de l'assurance renvoie au concept plus général de défaillance de marché, c'est-à-dire aux situations où l'équilibre de marché n'est pas optimal. Le premier théorème fondamental du bien-être nous enseigne que de telles situations ne peuvent se produire que si une au moins des hypothèses habituelles de la théorie de l'équilibre général est violée (Salanié 1998).

Avant de pousser plus avant le raisonnement, il convient de s'intéresser au concept de défaillance de marché. La théorie microéconomique standard nous enseigne qu'en cas d'imperfection du marché, on peut observer une défaillance du marché. Cette relation n'est pas automatique. Une imperfection de marché n'entraîne pas nécessairement une défaillance de

---

<sup>13</sup>Le taux d'équipement du marché de la complémentaire santé est de 86% si on soustrait les individus couverts par la CMU.

<sup>14</sup>Cette expression est empruntée à Denis Kessler (Kessler 2007).

marché. Par contre, il ne peut y avoir de défaillance de marché sans imperfection. Les travaux américains recourent au concept de défaillance du marché de l'assurance dépendance dans la mesure où ce marché est très peu développé par rapport à d'autres marchés de l'assurance comme celui de l'assurance santé. Le contexte institutionnel français, fortement marqué par l'assurance sociale, rend plus difficile le recours à ce concept dans son acception stricte. En effet, que ce soit pour la santé ou la dépendance, l'assurance sociale propose une prise en charge quel que soit le niveau de revenu<sup>15</sup>. Il n'existe donc en France que des marchés d'assurance complémentaire santé ou d'assurance complémentaire dépendance. Il est donc préférable de recourir au concept de défaillance de marché au sens faible. Au sens strict une défaillance de marché doit mener à la destruction du marché. Or même si ce marché ne couvre qu'une partie du risque, il représente malgré tout 2,5 millions de personnes. Il y a donc défaillance de marché dans le sens où l'équilibre concurrentiel sur le marché de l'assurance dépendance n'est pas un équilibre Pareto-efficace. Il serait donc plus juste de parler de défaillance de marché au sens faible de la complémentaire dépendance. C'est pourquoi nous ferons également référence de manière synonyme aux concepts de défaut de marché, de taille limitée du marché ou d'accès restreint au marché.

Cette défaillance du marché peut s'expliquer par le fait que la dépendance est un risque long. Le décalage temporel entre le moment où l'on souscrit le contrat et le moment où l'occurrence du risque est la plus forte fait que la probabilité de sinistre peut évoluer dans le temps. Pendant la durée du contrat, des événements peuvent considérablement modifier la probabilité de sinistre et/ou le coût de sinistre. De nouvelles informations peuvent également être portées à la connaissance de l'assureur mais également à celle de l'assuré<sup>16</sup>. Pour l'assuré, un risque long se caractérise par le risque de dépense de soins mais également par le risque de changer de catégorie de risque, ce qu'on appelle aussi le risque de reclassification (Geoffard 2000). Le risque financier de la dépendance comprend donc deux types de risque : le risque financier que représentent les dépenses de dépendance mais également le risque que l'assureur résilie unila-

---

<sup>15</sup>En réalité, l'aide versée au titre de l'APA dépend du niveau de revenu, contrairement à l'assurance maladie. Mais le plafond au-delà duquel on ne perçoit aucune aide est beaucoup plus élevée qu'aux Etats-Unis, d'autant qu'on ne prend pas en compte le patrimoine immobilier. Même des individus percevant des revenus supérieurs à 3 339,31 euros par mois reçoivent une aide (cf annexe du chapitre 2). En France, l'assurance sociale de la dépendance ne concerne donc pas uniquement les plus désargentés, contrairement aux Etats-Unis.

<sup>16</sup>L'assuré peut ainsi disposer d'une information cachée qui augmente considérablement son niveau de risque.



téralement le contrat. Plus l'assuré avance en âge, plus sa probabilité de devenir un mauvais risque augmente. Pour l'assureur, le risque long se matérialise par le fait que la probabilité utilisée pour calculer la prime de risque ainsi que l'évaluation monétaire du sinistre auront évolué au moment de la survenance du sinistre. En présence d'un risque classique, il peut exister une asymétrie d'information entre l'assureur et l'assuré. En présence d'un risque long, cette asymétrie d'information peut encore augmenter puisque de nouvelles informations susceptibles de modifier la probabilité ou le coût du sinistre peuvent être révélées au cours du temps.

A la suite des travaux de Rothschild & Stiglitz (Rothschild & Stiglitz 1976), les travaux théoriques en économie de l'assurance ont porté sur l'existence d'équilibres sous-optimaux en présence d'informations imparfaites. En assurance santé, suite aux travaux de Evans & Viscusi (Evans & Viscusi 1990), de nombreux travaux ont porté sur l'utilisation de fonctions d'utilité bivariées (richesse et capital sanitaire) tout en restant dans un cadre d'espérance d'utilité. Dans notre étude, nous nous restreindrons au cadre classique d'espérance d'utilité. Nous essaierons d'examiner dans quelle mesure la présence d'un risque long et des carences informationnelles qui l'accompagnent peuvent modifier les comportements classiques de demande et d'offre d'assurance et, de manière plus générale, l'équilibre de marché. Dans le modèle de l'équilibre général walrassien, les prix sont le seul vecteur d'information permettant de coordonner les actions des agents. La théorie des contrats permet de revenir sur cette hypothèse et d'analyser les interactions stratégiques qui lient les agents. Ces questions ont en particulier été étudiées dans le cas de la santé avec l'interaction entre le médecin, le patient et la tutelle (Arrow 1963). Dans le cas de l'assurance dépendance, nous avons également une interaction stratégique entre trois agents que sont la personne âgée, la tutelle et les enfants de la personne âgée. Par rapport à la santé, la relation se simplifie dans la mesure où la relation patient-médecin est secondaire dans le cas de l'assurance dépendance. Par contre la relation patient-enfant est déterminante dans la décision de souscrire une assurance. La survenance du risque dépendance peut en effet avoir un impact direct sur le montant d'héritage légué aux descendants.

L'analyse de la demande d'assurance dépendance se situe donc à l'intersection de la microéconomie de l'assurance et de l'économie de la famille. L'intertemporalité du risque va donc nous conduire à examiner les comportements sur plusieurs périodes et d'étudier également l'impact des relations parents - enfants sur les comportements d'assurance. La prise en compte de ces

comportements stratégiques est une des raisons qui explique pourquoi la demande d'assurance peut être inférieure à celle attendue.

En ce qui concerne l'offre d'assurance, la théorie financière nous enseigne que la concurrence sur les marchés financiers complets génère une allocation Pareto-efficace des risques dans l'économie. Le décalage temporel propre au risque long peut expliquer qu'une partie du risque est non assurable. Autrement dit, qu'il est impossible de transférer des revenus d'un état du monde à un autre, que ce soit à partir des marchés contingents ou à partir des marchés financiers. L'intertemporalité du risque entraîne donc une incomplétude des marchés face au risque dépendance. L'analyse de l'offre de l'assurance dépendance se situe donc à l'intersection de la théorie financière, de la gestion des risques et de l'économie des assurances.

L'analyse économique du risque dépendance nous amène donc à étudier de manière plus générale la façon dont le temps influence les comportements d'assurance, mais surtout, comment le temps et les comportements familiaux peuvent influencer les comportements face à l'assurance et par conséquent l'équilibre du marché de l'assurance. La théorie standard de l'assurance étudie souvent le comportement d'un individu face à un risque mais il s'agit le plus souvent d'un individu désincarné, sans famille, sans mémoire ni projet d'avenir. Avec l'assurance dépendance, nous appréhendons le comportement de l'individu face à l'assurance de manière plus contextualisée. L'intérêt théorique, au-delà du marché de l'assurance dépendance, est d'étudier comment le temps (c'est-à-dire la couverture d'un risque long) et les rapports interindividuels (familiaux en l'occurrence) peuvent modifier les résultats traditionnels de la théorie de l'assurance. Et donc par suite faire qu'un risque peut être couvert ou non par le marché.

## 1.4 Les explications à "l'énigme de l'assurance dépendance"

De nombreux économistes ont analysé les raisons expliquant la taille limitée du marché de l'assurance dépendance. Il est possible de classer ces explications en quatre catégories :

- des raisons relatives à la myopie des individus face au risque ;
- des raisons propres aux assureurs (distribution du produit et/ou gestion d'actifs non appropriée) ;

- des raisons propres au contexte institutionnel (critères d'éligibilité de l'aide publique, régime fiscal du contrat) ;
- des raisons inhérentes au risque (assurabilité, antisélection, aléa moral intergénérationnel, etc...).

Le premier type d'explications porte sur la méconnaissance du risque. Les individus ignoreraient les risques qui présentent de faibles probabilités, des sinistres élevés et qui ne sont pas survenus récemment (Kunreuther 1978). Cette tendance a été observée sur d'autres marchés d'assurance et est propre à ce que l'on peut appeler les "risques catastrophes". Cependant, en ce qui concerne la santé, ces comportements sont rares (Hershey, Kunreuther, Schwartz & Sankey 1984). D'autant que les études empiriques récentes montrent que 42% des personnes entre 45 et 75 ans se disent préoccupées par le risque de perte d'autonomie lié au vieillissement. Les personnes les plus sensibles à ce problème étant celles qui ont déjà dû faire face à une situation de dépendance dans leur entourage proche (CSA 2006). Ce comportement peut aussi s'expliquer par une forte préférence pour le présent. L'individu ne s'intéresse pas aux risques susceptibles de se produire dans une quinzaine d'années. Mais là encore les comportements en matière d'épargne retraite contredisent cette explication.

Une seconde explication serait la méconnaissance des individus face aux critères de l'assurance sociale. Les personnes âgées seraient mal informées des conditions d'éligibilité des programmes d'aide publique (APA et Sécurité Sociale en France, Medicaid et Medicare aux Etats-Unis) et penseraient être couvertes contre ce risque alors qu'elles ne le sont pas. La méconnaissance concernerait ici l'étendue de la couverture publique. Cette méconnaissance a été observée empiriquement aux Etats-Unis dans les années 80 mais ne semble plus à l'oeuvre aujourd'hui (AARP 1985). En France, plus de 60% des personnes interrogées s'estimaient suffisamment informées à la fois du risque encouru mais aussi des dispositifs de prise en charge publique (CSA 2006).

Cette première série d'explications due à une simple méconnaissance du risque semble de moins en moins probante. Les études d'opinion montrent que les individus sont de mieux en mieux renseignés et de plus en plus préoccupés par ce risque. Les événements liés à la canicule de l'été 2003 ainsi que la communication publique et privée développée par la suite ont grandement sensibilisé les individus. De manière générale, si la taille limitée du marché s'explique en raison

d'une méconnaissance du risque, une simple campagne de communication pourrait régler le problème.

La seconde série d'explication est propre aux assureurs. Dans ce cas, seule une maturation du marché ou une incitation fiscale appropriée peuvent aider au développement du marché.

Une troisième série d'explication privilégie le contexte institutionnel. Dans certains cas, les critères d'éligibilité peuvent entraîner un effet d'éviction de l'assurance privée par l'assurance sociale. Un régime fiscal de l'assurance dépendance désavantageux par rapport à des contrats concurrents comme l'assurance-vie ou la retraite peut également expliquer la taille limitée du marché. Si cette raison est privilégiée, une simple modification de la loi devrait permettre au marché de couvrir le risque dépendance.

Pour ces trois premières séries d'explication les moyens pour développer le marché semblent relativement abordables pour le décideur public. Ils passent par une campagne de sensibilisation ou une modification de la loi.

La dernière série d'explications s'intéresse aux raisons strictement économiques qui expliqueraient la taille limitée du marché. Le risque dépendance peut rencontrer des difficultés d'assurabilité. Si une partie ou la totalité du risque n'est pas diversifiable, les produits d'assurance proposés par le marché seront nécessairement incomplets et donc peu intéressants. Le marché est alors condamné à stagner car il existe peu de moyens pour lutter contre l'inassurabilité. Ce risque peut également faire l'objet de comportements opportunistes (antisélection et aléa moral intergénérationnel). Dans ce cas, les moyens pour développer le marché sont plus limités. Une technique souvent employée par les assureurs pour lutter contre l'antisélection est de segmenter le marché afin de constituer des classes de risque homogènes. Encore faut-il que l'assureur puisse extraire l'information nécessaire à cette segmentation. Si l'explication de l'énigme de l'assurance dépendance relève de cette dernière série d'explications, le développement du marché de l'assurance dépendance semble compromis. Un désengagement de l'assurance sociale au profit du marché semblera donc difficile dans ces conditions car il se traduira par une couverture moindre pour l'ensemble des individus.

## 1.5 Problématique et enjeu

L'objet de cette thèse est donc de déterminer dans quelle mesure le risque dépendance peut être couvert par le marché. A-t-il vocation à être couvert par le marché ou est-ce que ses caractéristiques font que le marché est condamné à stagner ? Nous discuterons les raisons économiques habituellement retenues pour montrer l'incapacité du marché à couvrir ce risque. Plus particulièrement nous nous intéresserons à l'assurabilité du risque, aux déterminants de la demande d'assurance ainsi qu'aux phénomènes d'antisélection. La question est de savoir si les carences informationnelles générées par un risque long ainsi que les interactions stratégiques entre les agents mettent à mal la couverture de ce risque par le marché. Si ces explications inhérentes au risque ne sont pas vérifiées, cela ne signifie pas pour autant que le problème est réglé. Cela signifie tout simplement qu'une simple modification de la loi, du régime fiscal ou une campagne de sensibilisation appropriée peut aider au développement du marché et que ce dernier n'est pas condamné à stagner.

Cette question ne présente pas qu'un intérêt théorique. Elle présente un enjeu certain de politique publique. L'aide publique est en effet insuffisante pour financer les dépenses de dépendance. Qui plus est, l'aide publique consacrée à la dépendance va mécaniquement augmenter si les critères d'éligibilité restent identiques (Duée & Rebillard 2004*c*). Dans un contexte de déficit public, et à prélèvements obligatoires constants, les pouvoirs publics vont être incités à ne pas augmenter le financement des dépenses de soins, voire à les diminuer. Dans ce cas, la seule issue est de recourir aux contributions individuelles, que ce soit par le biais de l'auto-assurance ou par le biais de l'assurance privée. Les pouvoirs publics appellent donc de leurs vœux le développement de ce marché de l'assurance. Cependant, si ce marché est condamné à stagner, le transfert d'une partie du risque du public vers le privé ne s'effectuera pas. Les pouvoirs publics auront alors le choix entre maintenir ou augmenter l'aide publique ou laisser les individus assumer le risque, que ce soit *via* leur famille ou *via* leur épargne. Ce dernier choix pourrait se révéler dramatique pour les individus disposant de faibles revenus ou ne disposant pas d'aide familiale.

## 1.6 Méthode

Nous nous emploierons autant que faire se peut à apporter des explications théoriques mais également empiriques à cette énigme de l'assurance dépendance.

D'un point de vue théorique, notre étude croise trois corpus : la théorie du risque, les comportements intertemporels mais aussi les comportements intergénérationnels, notamment les comportements d'altruisme *via* l'héritage. Se situer à l'intersection de plusieurs corpus théoriques accroît la complexité. Afin de gérer celle-ci, il est préférable dans chaque champ de se limiter à des modèles standards.

En théorie du risque, nous nous sommes limités au cadre classique d'espérance d'utilité. Nous avons délibérément mis de côté les nouvelles théories du risque<sup>17</sup> afin de ne pas complexifier l'analyse. Il en va de même des comportements intertemporels. En revanche, le risque dépendance nous a conduit à enrichir les modèles standards d'économie de la famille dans la mesure où nous nous sommes intéressés à ce que les parents pouvaient léguer à leurs enfants mais également à l'aide que les enfants pouvaient apporter à leurs parents. Tout l'intérêt du risque dépendance réside dans son interdisciplinarité. C'est aussi toute sa difficulté.

Le premier marché mondial de l'assurance dépendance est le marché américain. Or, ce marché connaît exactement les mêmes difficultés de développement qu'en France. Ceci est accentué par le fait que ce marché est plus ancien et que de manière générale, la couverture publique est moins généreuse outre atlantique. Par conséquent, de nombreux économistes américains ont étudié ce phénomène. C'est pourquoi nous ferons très souvent référence aux travaux théoriques et empiriques effectués sur le marché américain. Comme ce pays s'est intéressé à ce phénomène plus tôt, il a su développer des bases de données plus conséquentes. Cependant, il convient de manier ces résultats avec prudence. Le comportement face à l'assurance dépendance tout comme l'offre d'assurance sont en effet fortement liés aux conditions d'attribution de l'aide publique. La littérature consacrée à ce thème est donc riche d'enseignements du point de vue des méthodes employées. Cependant, les résultats ne sont en rien transposables au marché français. Nous nous intéresserons également, dans une moindre mesure, aux autres pays développés qui

---

<sup>17</sup>On pense en premier lieu à la Prospect Theory (Kahneman & Tversky 1979) mais également à l'ensemble de théories qui ont remis en question le modèle d'espérance d'utilité.

disposent d'un marché de l'assurance dépendance.

Le phénomène démographique de la dépendance a donné lieu à plusieurs travaux empiriques en France<sup>18</sup>. Jusqu'il y a peu, il existait peu d'éléments chiffrés sur le risque financier de la dépendance ainsi que sur le marché de l'assurance dépendance. Nous nous sommes donc employés, à chaque fois que cela était possible, à apporter des éléments empiriques à notre réflexion. Nous avons ainsi pu avoir accès à des données inédites sur l'évolution des coûts de la dépendance ainsi qu'à un portefeuille d'individus assurés contre la dépendance. Ces données inédites apportent un éclairage nouveau sur l'énigme de l'assurance dépendance, surtout lorsqu'on les croise avec les données officielles issues de l'enquête Handicaps-Incapacités-Dépendance<sup>19</sup>.

## 1.7 Organisation de la thèse

Afin de comprendre pourquoi le marché de l'assurance dépendance n'était pas suffisamment développé, nous avons adopté une démarche simple. Nous nous sommes demandé s'il existait une offre, une demande et si les asymétries d'information pouvaient perturber l'équilibre Pareto optimal. Ces trois questions structurent nos trois parties. Cependant, il nous a semblé nécessaire d'apporter un complément descriptif dans le second chapitre de la partie introductive. Sur un risque davantage connu comme la santé ou la retraite, ce chapitre empirique serait apparu redondant. Cependant, le risque dépendance est encore assez peu connu et le marché de l'assurance dépendance encore moins. Bon nombre de statistiques auxquelles nous faisons référence proviennent d'organismes professionnels (FFSA) et ne sont pas directement accessibles. La thèse est organisée comme suit.

Le chapitre deux précise à l'aide d'éléments empiriques dans quelle mesure il existe une "énigme de l'assurance dépendance".

La seconde partie s'intéresse à l'offre d'assurance et est composée de deux chapitres.

Le chapitre trois étudie dans quelle mesure le degré d'assurabilité détermine le type de contrat offert et peut peser sur l'équilibre de marché. Cette partie se situe en première position

---

<sup>18</sup>Notamment l'enquête HID réalisée entre 1999 et 2002 mais également les études réalisées à l'aide du modèle de microsimulation Destinie.

<sup>19</sup>Que l'on nommera HID par la suite. Cette enquête a été réalisée par l'INSEE entre 1999 et 2001.

car elle nous a semblé un préalable à la réflexion. Avant de savoir si les individus sont intéressés par la souscription d'un contrat, il convient en premier lieu de se demander si ce risque est assurable, autrement dit, s'il a vocation à être couvert par les compagnies d'assurance. Ce chapitre montre que ce risque est plus assurable que ne le laissaient entendre les précédents travaux (Cutler 1993), surtout si on privilégie l'aide à domicile. C'est le premier apport de la thèse.

Le chapitre quatre s'intéresse aux autres imperfections de marché susceptibles de peser sur l'offre d'assurance.

La seconde partie s'intéresse à la demande d'assurance.

Le chapitre cinq s'intéresse aux conditions théoriques d'existence d'une demande d'assurance dépendance. Cette partie nous conduit donc à nous réinterroger sur le cadre théorique utilisé jusqu'à présent. Nous retenons l'hypothèse d'un schéma indemnitaire en rente et non d'une co-assurance du risque de dépense de soins. Le modèle met ainsi en évidence les conditions dans lesquelles l'arbitrage est plutôt favorable à l'assurance ou, au contraire, à l'épargne. Il étudie également comment les résultats sont modifiés si on raisonne dans un cadre bivarié. C'est le second apport de la thèse.

Le chapitre six étudie les déterminants de la demande d'assurance face à une offre incomplète à partir de données bancaires. Dans un premier temps, nous montrons à l'aide d'un modèle Logit simple que les personnes qui s'assurent le plus contre la dépendance sont les personnes appartenant aux csp ouvriers, employés ou ouvriers et employés à la retraite. Au sein de cette catégorie, la probabilité de s'assurer est plus forte pour les femmes et augmente avec l'âge. Ce premier type de résultat plaide pour une faible élasticité-prix de l'assurance dépendance. Les variables d'interaction nous montrent ensuite qu'une femme appartenant à la catégorie agriculteur, ouvrier ou employé et disposant d'un petit patrimoine a une probabilité de s'assurer qui est 5 fois plus élevée que le reste de la population. Or, l'enquête HID nous apprend que ce sont ces catégories socio-professionnelles qui en moyenne ont le risque de devenir dépendantes le plus élevé. Ces premiers résultats peuvent résulter d'une démarche rationnelle mais aussi d'une démarche altruiste. Les individus s'assureraient contre le fait de ne rien transmettre à leurs enfants. Ces résultats nous laissent par ailleurs penser qu'un phénomène d'antisélection est possible sur le marché de l'assurance dépendance. C'est le troisième apport de la thèse.



Dans une troisième partie, nous nous intéressons à l'efficiencia du marché de l'assurance dépendance dans un contexte d'asymétrie d'information.

Le chapitre sept étudie les effets possibles des asymétries d'information sur le marché de l'assurance dépendance en France. En dépit des effets de sélection observés dans le chapitre six, les tests standards concluent à une absence d'antisélection. Ce résultat constitue le quatrième apport de la thèse.

Le chapitre huit conclut et la quatrième partie est consacrée aux annexes.

## Chapitre 2

# L'énigme de l'assurance dépendance

" L'économiste doit, comme tout le monde, se préoccuper des fins ultimes de l'homme."

Alfred Marshall

### 2.1 Introduction

Dans les années 70, une distillerie de whisky rencontre des difficultés économiques. Afin de relancer ses ventes, elle décide de lancer une grande campagne de communication autour du thème "Un grand prix sera accordé à celui qui nous apporte le monstre du Loch Ness". Suite à cette campagne, le conseil d'administration décide de s'adresser à un assureur afin de se couvrir contre le risque qu'un quidam trouve le fameux monstre du Loch Ness. L'assureur leur posa alors une question à laquelle les membres du conseil d'administration n'avaient jusqu'alors pas pensé : "Qu'est-ce que vous appelez le monstre du Loch Ness?". Cette anecdote racontée par Denis Kessler nous rappelle que l'assurance plus encore que tout autre champ économique base son fonctionnement sur une définition stricte des concepts. L'étude de l'assurance dépendance ne serait faire l'économie d'un approfondissement conceptuel. Dans la mesure où cette notion reste encore assez mal connue, une brève partie descriptive semble nécessaire afin de mieux définir le "monstre du Loch Ness".

Cet approfondissement permettra de déterminer si la dépendance est un risque ou une étape de la vie. L'assurance n'a en effet vocation qu'à couvrir des risques et non financer des dépenses quasi inéluctables. C'est à partir de cette définition de la dépendance que nous pourrons nous interroger sur son assurabilité à l'occasion du chapitre 3. L'enjeu est double. Non seulement il convient de déterminer ce qu'on appelle dépendance, mais il s'agit également de savoir si les contours de cette définition sont suffisamment solides pour permettre à une compagnie d'assurance de couvrir ce risque. Cette analyse nous permettra notamment d'opérer une distinction entre les concepts de déficience, de handicap et de dépendance. La graduation des différents états de dépendance doit également présenter des frontières suffisamment étanches. Elle permettra à la compagnie d'assurance de segmenter les risques et d'empêcher les comportements d'aléa moral.

Les caractéristiques du risque peuvent également influencer son assurabilité. La dépendance peut ainsi être rangée dans la catégorie des risques longs dans la mesure où sa probabilité d'occurrence peut fortement évoluer dans le temps. Le décalage de la sinistralité dans le temps implique que le risque dépendance ne dépend non pas du risque de devenir dépendant aujourd'hui, mais du risque de devenir dépendant ainsi que de la durée moyenne de dépendance dans 15 ou 25 ans. Il est donc nécessaire de s'intéresser aux projections de la population dépendante et des durées moyennes de dépendance.

Comme nous l'avons présenté dans l'introduction, nous nous intéresserons principalement au risque financier de la dépendance. Une estimation de la distribution du coût de prise en charge est nécessaire. Le risque financier dépend également des évolutions du coût de la dépendance dans les 15 ou 25 prochaines années, au moment où les taux de prévalence seront les plus importants. Face à ce coût il est nécessaire d'étudier dans quelle mesure les individus peuvent financer leurs dépenses à l'aide de leur revenu (autoassurance), de l'aide informelle dont ils disposent ou de l'aide publique et surtout dans quelle mesure ils pourront le faire dans une vingtaine d'années. Si ce n'est pas le cas, les individus devraient alors recourir à un contrat proposé par le marché de l'assurance. Nous nous intéresserons donc aux différents types de contrats proposés sur le marché français ainsi qu'à la dynamique du marché. Là encore une synthèse descriptive nous a semblé nécessaire dans la mesure où il n'existe pas de statistiques officielles librement accessibles. En dépit du risque financier supporté par les individus en cas

de dépendance, le marché peine à dépasser les 10% d'assurés chez les plus de 40 ans<sup>1</sup>. Ces différents éléments chiffrés nous permettront donc de mieux mesurer l'étendue du paradoxe de l'assurance dépendance.

Il y a donc bien une énigme de l'assurance dépendance. Fait troublant, cette énigme s'observe également aux Etats-Unis et dans la plupart des pays développés. Ceci nous confirme dans l'idée que cette énigme ne s'explique pas uniquement par des caractéristiques institutionnelles propres à la France mais qu'elle relève d'un phénomène plus large.

Le chapitre 2 est organisé comme suit. La section 2 est l'occasion de mener un approfondissement conceptuel de la notion de dépendance, de mieux en comprendre les causes et les méthodes de mesure. La section 3 dresse une rapide synthèse des évolutions attendues en matière de population dépendante. La section 4 apporte des estimations relatives au coût de la dépendance et dresse un tableau de sa prise en charge. La section 5 s'intéresse à la dynamique du marché de l'assurance dépendance. La section 6 conclut.

## **2.2 La dépendance est-elle un risque ?**

Avant d'essayer de comprendre pourquoi le marché de l'assurance dépendance ne se développe pas davantage, il convient de savoir si la dépendance est bien un risque et si à ce titre elle a vocation à être couverte par l'assurance. Si la dépendance constitue une étape de la vie, le meilleur moyen de transférer de la richesse d'une période non dépendante à une période de dépendance est encore de recourir à l'épargne. L'assurance n'a donc pas vocation à s'appliquer. Afin d'éclaircir cette question, nous nous intéresserons donc au concept de dépendance, à ses causes ainsi qu'aux caractéristiques de la population dépendante.

### **2.2.1 Définitions de la dépendance et délimitation du risque**

La dépendance est une notion complexe. Elle se définit en partie par des observations médicales objectives mais aussi par un environnement social et culturel. Dépendre vient du latin

---

<sup>1</sup>Ce chiffre est obtenu en divisant le nombre d'assuré (3000000) par le nombre d'individus de plus de 40 ans (30 780 823 source INSEE) ce qui donne un taux de couverture de 9,75%.

*dependere* qui signifie /dépendre de/. Une chose ou un être dépend donc d'une autre lorsqu'elle entretient un lien avec la chose principale, que ce lien s'exprime dans une contingence physique (un rétroviseur dépend d'une voiture, les dépendances correspondent aux terres rattachées à un domaine) ou dans un lien de causalité (mes projets professionnels dépendent de mes résultats à l'examen). Lorsque la dépendance porte sur une personne physique, le terme exprime un état proche de la servitude. La personne dépendante est alors dans un rapport d'assujettissement ou de vassalité. Une personne âgée dépendante est donc une personne qui dépend d'une autre.

L'Organisation Mondiale de la Santé définit la dépendance comme une "situation d'une personne qui, en raison d'un déficit anatomique ou d'un trouble physiologique, ne peut remplir des fonctions, effectuer des gestes essentiels à la vie quotidienne, sans le concours d'autres personnes ou le recours à une prothèse"(Wood 1980).

L'état de dépendance physique ne concerne pas que les personnes âgées, loin s'en faut. Les personnes handicapées, que cet handicap soit physique ou psychique, ainsi que les accidentés de la route, peuvent se retrouver en situation de grande dépendance. Cependant, nous nous intéresserons exclusivement dans cette étude à la dépendance des personnes âgées. Non que les autres situations de dépendance nous soient indifférentes mais elles n'ont pas vocation à augmenter de manière significative et mécanique dans les prochaines années. Les personnes naissant handicapées ou contractant cet handicap durant leur vie ne représentent pas un phénomène nouveau, suffisamment important pour infléchir des variables économiques.

La multiplicité des termes employés pour désigner des situations proches de la dépendance ne facilite pas la tâche. Déficience, incapacité, handicap, désavantage, invalidité ou encore impotence : difficile de se repérer dans ce dédale de concepts. Face à cet imbroglio de notions qui, la plupart du temps, se recourent, la classification internationale proposée par l'Organisation Mondiale de la Santé est apparue comme un fil d'Ariane relativement fiable (Wood 1980). Par le passé, les pays notifiaient principalement les statistiques de mortalité sur la base de la Classification Internationale des Maladies (CIM)<sup>2</sup>. La méthode suivie permettait ainsi de déterminer

---

<sup>2</sup>CIM : Classification statistique Internationale des Maladies et des Problèmes de Santé connexes. La Dixième révision (CIM - 10) a été publiée en 1992. L'établissement de la Classification a été entrepris en 1853 par le Congrès statistique international comme "nomenclature uniforme des causes de décès applicable à tous les pays". Depuis la Conférence internationale de la Sixième Révision (Paris, 1948), c'est l'OMS qui est chargée de la CIM. Quatre révisions ont été publiées après la CIM-6 de 1948, à savoir la CIM-7 en 1955, la CIM-8 en 1965, la CIM-9 en 1975 et la CIM-10 en 1992. Au fil des révisions, la CIM est devenue la classification internationale type à

l'espérance de vie et les causes de décès. Mais les données recueillies ne donnaient aucune autre indication sur l'état de santé de la population en vie. Face à cette carence statistique, l'OMS a lancé un programme afin d'obtenir des informations plus qualitatives sur l'état de santé de la population. La résolution WHA29.35 a approuvé la publication à titre d'essai d'une classification supplémentaire des incapacités et handicaps. L'OMS a ensuite publié, en 1980, un instrument de classification des conséquences des maladies – la Classification internationale des handicaps : déficiences, incapacités et désavantages (CIH) (Wood 1980). Cette première grille a été expérimentée dans plusieurs pays. Puis un processus de révision a été entamé en 1995 qui a abouti à une nouvelle Classification internationale du fonctionnement, du handicap et de la santé que l'on appellera pour des raisons historiques CIH-2<sup>3</sup>. C'est à partir de cette nouvelle grille que l'OMS a pu donner une définition des termes déficience, incapacité et handicap qui présentent la particularité d'être tous distincts de la notion de dépendance. Une définition de ces termes voisins nous permettra de mieux cerner le concept de dépendance et par là même, le périmètre du risque.

### **Le processus de dépendance : une chaîne causale**

Les relations entre les différents termes vus précédemment peuvent donc se résumer à l'aide du schéma de causalité de Wood (Wood 1980).

maladie  $\Rightarrow$  déficience  $\Rightarrow$  incapacité  $\Rightarrow$  handicap  $\Rightarrow$  dépendance

A chaque étape, une partie de la population n'est plus prise en compte comme l'indique la figure 2-1.

### **La maladie**

La maladie est à l'origine de la chaîne de causalité qui mène vers la situation de dépendance. Elle inclut également les traumatismes. Elle relève du domaine médical.

---

toutes les fins épidémiologiques en général et pour de nombreux aspects de la gestion sanitaire.

<sup>3</sup>Deuxième vague de l'enquête CIH.

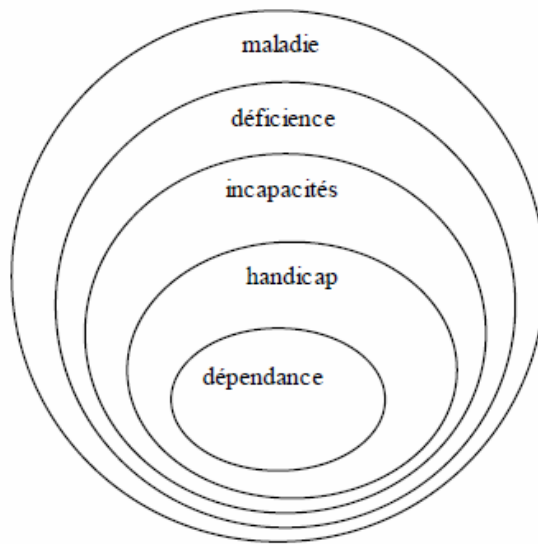


FIG. 2-1 – Du concept de maladie au concept de dépendance

### **La déficience ou l'invalidité**

L'OMS définit la déficience comme un manque d'ordre anatomique ou physiologique. Les déficiences ou invalidités sont les conséquences des maladies ou traumatismes. Elles regroupent l'ensemble des dysfonctionnements physiques ou psychiques. Une déficience peut tout de même permettre le bon déroulement de la vie quotidienne de l'intéressé, même de façon exceptionnelle. Au sein de la population des plus de 60 ans, trois personnes sur quatre subissent une déficience sensorielle ou physique comme l'indique le tableau 2.1, ce qui représente environ 3,4 millions de personnes. Un tiers des plus de 60 ans ont donc recours à une aide technique pour compenser cette déficience et un autre tiers à une aide humaine. C'est au sein de cette population de personnes déficientes que se situe la frontière parfois ténue entre les personnes déficientes et les personnes dépendantes.

### **L'incapacité**

L'incapacité se définit comme la conséquence d'une déficience. Une personne en situation d'incapacité ne pourra pas accomplir certains gestes ou certaines activités de la vie quotidienne.

Diverses approches des incapacités des personnes âgées	Part de la population des plus de 60 ans
Avoir une déficience*	75,1
Recourir à des aides techniques	35,6
Recourir à une aide humaine (pour les personnes à domicile)	27,9
Etre titulaire d'un taux d'incapacité**	13,1
Etre confiné au lit	8,6
Recevoir une allocation	7,5
Etre aidé pour sortir***	4,9

Source : INSEE, enquête Handicap-Incapacité-Dépendance 1998 et 1999

Note : Ce tableau concerne les personnes à domicile et celles résidant en institution socio-sanitaires ou psychiatrique, sauf la ligne "recours à une aide humaine" qui concerne uniquement les personnes à domicile.

\*Les déficiences sont les pertes (amputations, scléroses...) ou dysfonctionnements des diverses parties du corps ou du cerveau.

\*\*Proportion de personnes déclarant un taux officiel d'incapacité.

\*\*\*Sont regroupés dans cette catégorie les personnes ni confinées au lit, ni ayant besoin d'aide pour la toilette et l'habillement.

TAB. 2.1 – Résultats de l'enquête HID concernant les plus de 60 ans. Source : INSEE, enquête Handicap-Incapacité-Dépendance 1998 et 1999.

Cette situation d'incapacité ne recouvre pas totalement l'état de dépendance. Pour preuve, une personne ayant subi un accident qui l'empêche de conduire une voiture peut compenser cette incapacité, par exemple par l'utilisation des transports en commun. A condition, bien sûr, qu'elle habite une région correctement desservie. L'incapacité est donc une mesure objective alors que la dépendance est aussi fonction du contexte de vie de la personne. Le tableau 2.1 détaille la répartition des incapacités au sein de la population des plus de 60 ans.

## Handicaps et désavantages

Le handicap ou le désavantage traduit justement cet écart qui peut exister entre l'incapacité d'un individu et les ressources dont il dispose pour pallier ses incapacités. Les désavantages ou handicaps désignent les difficultés que rencontre dans la vie en société une personne souffrant d'incapacités. Une personne en fauteuil roulant, par exemple, ne pourra pas exercer certaines activités professionnelles si le lieu de travail n'est pas aménagé. Si la notion de déficience et son prolongement, l'incapacité, s'expliquent par des données médicales et objectives, la notion de



handicap fait appel à des facteurs plus socio-économiques et subjectifs. Une incapacité ne sera pas vécue de la même façon en fonction de l'âge, du sexe, de la catégorie socioprofessionnelle ou du niveau culturel de l'individu. Dans la même logique, cette incapacité ne se traduira en handicap qu'en fonction des ressources économiques de l'individu, de son logement, de la desserte de son quartier par les transports en commun ou de son degré d'insertion dans des rapports de solidarités traditionnelles (famille, amis, voisinage etc. . . ).

### **La dépendance : concept sanitaire ou social ?**

La dépendance peut donc se définir comme le besoin d'aide humaine pour les actes essentiels de la vie quotidienne (Duée & Rebillard 2004a). Elle est une conséquence des incapacités. Contrairement au handicap, elle concerne essentiellement les personnes âgées. La dépendance apparaît donc comme une sous catégorie du handicap. Elle représente le handicap dû au grand âge.

La dépendance apparaît comme une notion relative, qui se définit par rapport à un environnement socio-économique, dans lequel tous les facteurs sont interactifs. La dépendance est aussi une notion subjective car elle s'exprime avant tout par rapport aux besoins de l'individu. C'est pourquoi la notion de dépendance se situe au carrefour des disciplines relevant des sciences de la médecine et des sciences sociales. Le docteur Arvieu souligne que face au phénomène de dépendance, "nous retrouvons une expression de la séparation du sanitaire et du social encore ancrée dans bon nombre d'esprits et entretenue par notre système de couverture sociale et par la décentralisation" (Arvieu 2001). Il n'est en effet pas facile de définir la dépendance comme une simple perte d'autonomie face aux tâches élémentaires de la vie quotidienne. N'est-ce pas une façon de répandre l'idée selon laquelle tout ce qui touche au sanitaire ne relèverait pas de la dépendance ? Les questions de dépendance sont en effet traitées en dehors du champ sanitaire car la tradition française appréhende trop souvent la dépendance comme une corrélation inéluctable de la vieillesse. La vieillesse n'étant pas appréhendée comme une maladie, la dépendance est de fait exclue de la sphère sanitaire. Cette exclusion est peut-être quelque peu hâtive dans la mesure où les gériatres démontrent que la quasi-totalité des états de dépendance sont très souvent des conséquences directes de plusieurs pathologies, elles-mêmes favorisées par le

vieillesse. Le traitement de la dépendance ne peut donc se contenter d'un volet uniquement social car ce serait faire fi d'une réflexion sur les programmes de prévention en gérontologie. Le docteur Arvieu dénonce à ce sujet l'absence quasi-complète des pouvoirs publics à ce niveau. La tendance actuelle est de traiter la dépendance comme un état quasi-inéluctable dû à la vieillesse et non comme la conséquence d'une pathologie. On devient dépendant parce qu'on est vieux. Si la corrélation ne fait pas de doute, la vieillesse n'est pas le seul facteur explicatif de la dépendance.

### **Dépendance et perte d'autonomie**

Même s'ils sont parfois utilisés indifféremment, ces deux termes présentent des acceptions distinctes. La perte d'autonomie est un concept recoupant une réalité plus large que celle du handicap et donc de celle de la dépendance. Une perte d'autonomie peut donc s'expliquer par un handicap mais aussi par bien d'autres raisons. Le chômage de longue durée peut, par exemple, se traduire par une perte d'autonomie financière. La perte d'autonomie se définit donc comme "l'impossibilité pour une personne d'effectuer certains actes de la vie courante, dans son environnement habituel"<sup>4</sup>. Là encore, la notion de "perte d'autonomie" ne recouvre pas totalement l'état de handicap pour la bonne et simple raison qu'une "perte d'autonomie" n'a pas nécessairement une origine physiologique. La dépendance correspond donc bien à une situation de perte d'autonomie mais une perte d'autonomie particulière, et ceci pour au moins trois raisons.

En premier lieu, cette perte d'autonomie s'explique par une déficience. Son origine est donc médicale, que cette déficience soit d'ordre anatomique, physiologique ou encore psychique importe peu. En second lieu, cette perte d'autonomie porte sur les actes élémentaires de la vie quotidienne. Elle est donc ressentie chaque jour, et nécessite l'intervention journalière d'une personne externe autonome. La dépendance se distingue donc d'autres états de désavantages par la régularité de son handicap. Enfin, en France, la dépendance est un concept propre aux personnes âgées.

---

<sup>4</sup> Arrêté du 13 mars 1985 portant sur l'enrichissement du vocabulaire aux personnes âgées, à la retraite et au vieillissement.

Face à cette difficulté d'origine conceptuelle, c'est peut-être la définition de Memmi qui nous permet de mieux d'appréhender le phénomène dans son ensemble. "La dépendance est une relation contraignante, plus ou moins acceptée, avec un être, un objet, un groupe ou une institution réels ou idéels, et qui relève de la satisfaction d'un besoin ou d'un désir." (Memmi 1979). A l'inverse, l'autonomie se définit en effet comme "le droit de l'individu à se déterminer librement"<sup>5</sup>.

## Dépendance et Long-Term Care

Il est nécessaire de confronter la définition française de la dépendance à celle des autres pays à la fois pour affiner le concept mais aussi pour mener à bien les comparaisons internationales. La plupart des langues étrangères ont contourné les difficultés conceptuelles rencontrées en France à propos du concept de dépendance. Elles ne désignent non pas l'état des personnes vieillissantes, mais le type de soins dont elles bénéficient. Ainsi on parle de "Pflegebedarfung"<sup>6</sup> en allemand ou de "Long-Term Care" aux Etats-Unis. Notons cependant que le concept de "Long-term Care" ne recouvre pas exactement le même sens. Ce concept pourrait se traduire de manière littérale par "les soins de longue durée"<sup>7</sup>. La terminologie anglo-saxonne appréhende l'ensemble des personnes atteintes d'un handicap qui se retrouvent en situation de dépendance dans l'accomplissement des actes élémentaires de la vie quotidienne. Dans cette optique, elle ne distingue pas la dépendance des personnes âgées des autres situations de handicaps. Cette distinction renvoie donc à la critique que formulait le docteur Arvieu concernant la notion française de dépendance. La France apparaît en effet comme un des rares pays à opérer une corrélation de fait entre dépendance et vieillissement, excluant ainsi l'aspect pathologique du phénomène. Les pays anglo-saxons, quant à eux, appréhendent la dépendance comme la conséquence directe d'un accident ou d'un état pathologique permanent. Certes, le fait d'isoler la dépendance des personnes âgées des autres types de handicaps n'est pas médicalement infondé, mais cette approche génère deux types de difficultés. En premier lieu, cette spécificité accordée

---

<sup>5</sup>Définition du Dictionnaire Robert.

<sup>6</sup>Littéralement, celui qui a besoin de nous.

<sup>7</sup>On se rapporte à la traduction du rapport de l'OCDE intitulé "Long-Term Care for Older People" en anglais et traduit en français par "Les soins de longue durée pour les personnes âgées" (OECD 2005).

à la dépendance des personnes âgées tend à exclure la composante sanitaire de la dépendance et à nous orienter vers une définition plus sociale que médicale. En second lieu, cette spécificité nous oblige à un nécessaire retraitement statistique dans les comparaisons internationales.

### **La dépendance : un état irréversible ?**

Pendant longtemps, nous avons pensé la dépendance comme un état irréversible. La seule issue étant le décès. D'ailleurs, dans les tables multi-états qui permettent le calcul des probabilités, la probabilité de passer de l'état dépendance à l'état valide est supposée égale à zéro (Taleyson 2003a). Cette conception est une des conséquences de l'approche décrite par le docteur Arvieu. Si la dépendance apparaît comme une période de fin de vie et non comme la conséquence directe d'une pathologie, il semble impossible de quitter cet état. Cependant, des travaux américains montrent qu'avec une rééducation appropriée, il est possible de redevenir valide.

Le risque dépendance se distingue donc du risque santé dans la mesure où il introduit une cassure dans l'évolution du capital santé au fil du temps comme l'indique la figure 2-2. Le scénario 1 représente un choc sanitaire totalement réversible. C'est le cas d'un rhume avec auto-guérison. Le scénario 2 correspond à un choc partiellement réversible. Un cancer soigné suffisamment tôt peut rentrer dans cette catégorie. Le scénario 3 correspond à un choc irréversible. On retrouve dans ce troisième scénario les cas de dépendance. La maladie d'Alzheimer est un bon exemple du scénario 3.

#### **2.2.2 Les causes de la dépendance**

La dépendance est la plupart du temps la conséquence de pathologies particulières, elle est accentuée par l'âge et le sexe mais elle résulte également de déterminants sociaux et comportementaux.

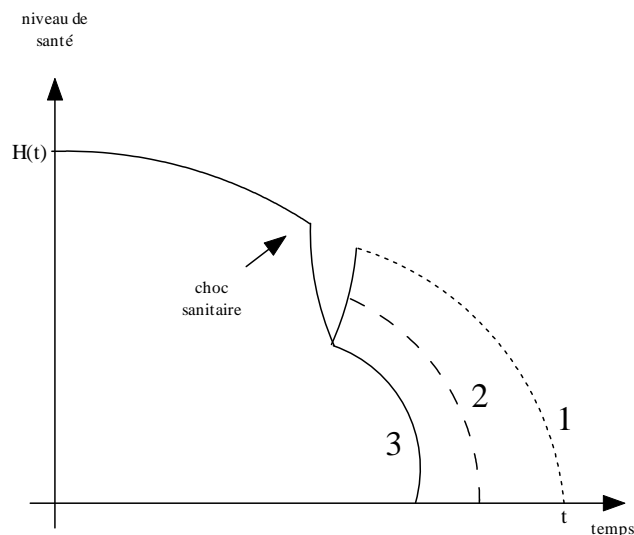


FIG. 2-2 – Les différents types de choc sanitaires. Source : Couffinhal 1999

### Les déterminants pathologiques

Comme le mentionne le schéma de Wood, la dépendance est un enchaînement causal. Le premier élément de cette chaîne de causalité est une pathologie. Il convient donc de définir les types de pathologies susceptibles d'entraîner une situation de dépendance. Une étude menée en Angleterre a permis de définir une forte corrélation entre la dépendance et 4 groupes de pathologies (Wanless 2006) :

- les pathologies coronariennes ;
- les pathologies rhumatismales (arthrose) ;
- les accidents vasculaires cérébraux ;
- les démences (maladie d'Alzheimer et plus généralement les MAMA).

Ces pathologies ont la particularité d'augmenter le risque de décès mais également le risque de dépendance, alors que d'autres pathologies comme le diabète augmenterait le risque de décès sans augmenter le risque de dépendance. Ces pathologies sont étudiées dans le tableau 2.2.

Sur ces quatre facteurs d'entrée en dépendance, les trois premiers devraient voir leur poids diminuer. En revanche, les démences sont beaucoup plus difficiles à définir et constituent la

Affection	Augmente le risque de dépendance	Augmente le risque de décès
Accident vasculaire cérébral	Oui	Oui
Pathologies vasculaires périphériques	Non	Non
Pathologies coronariennes	Oui	Oui
Hypertension (si traitée)	Non	Non
Pathologies rhumatismales	Oui	Non
Diabète (si traités)	Non	Oui
Obstructions chroniques des voies respiratoires	Oui	Oui
Maladie de Parkinson	Oui	Oui
Problèmes d'audition	Non	Non
Problèmes de vue	Oui	Non
Déficiences cognitives moyennes	Oui	Oui
Déficiences cognitives importantes	Oui	Oui

Source : rapport Wanless 2006

TAB. 2.2 – Les déterminants sanitaires de la dépendance. Source : rapport Wanless 2006

principale inconnue des projections concernant la dépendance.

### Une pathologie particulière : la maladie d'Alzheimer

La maladie d'Alzheimer est responsable de nombreux cas de dépendance (Duée & Rebillard 2004*a*). Si la dépendance physique tend à diminuer sur les dernières années, la dépendance d'origine psychique ou neuro-dégénérative tend à augmenter sans que l'on sache si cette tendance, en partie liée aux progrès du diagnostic précoce, va se poursuivre (Gisserot 2007). Concernant la maladie d'Alzheimer et les maladies apparentées, les estimations varient selon les sources entre 600 000 à 850 000 et entre 135 000 à 165 000 nouveaux cas par an (CdC 2005). 40 % des nonagénaires sont atteints de troubles psychiques et intellectuels. La maladie d'Alzheimer est susceptible d'être à terme à l'origine d'une majorité des demandes d'APA. Ce type de dépendance est, de plus, particulièrement difficile à prendre en charge (Ennuyer 2006). Une grande incertitude demeure sur l'évolution de la dépendance psychique et neuro-dégénérative. L'allongement de l'espérance de vie aux âges élevés peut en effet s'accompagner d'une généralisation de la maladie d'Alzheimer. Dans le même temps, si un traitement est élaboré pour lutter contre cette pathologie, le nombre de dépendants pourrait très fortement diminuer.

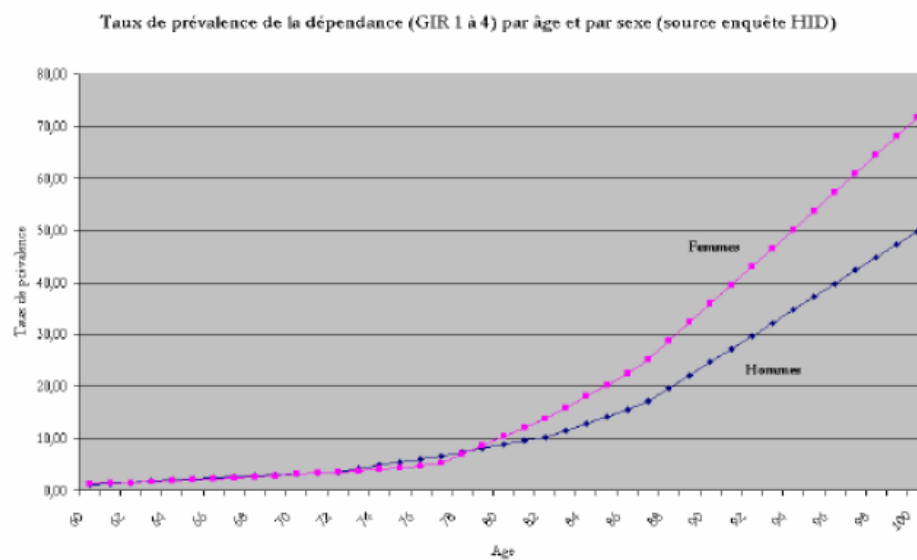


FIG. 2-3 – Taux de prévalence de la dépendance (GIR 1 à 4) par âge et par sexe. Source : enquête HID 1999-2001.

### Deux facteurs déterminants : l'âge et le sexe

On observe à l'aide de la Figure 2-3 que le taux de prévalence de la dépendance augmente fortement avec l'âge. La plus forte prévalence de la dépendance est chez les femmes. Elle s'explique par des éléments épidémiologiques mais surtout par une espérance de vie supérieure (Duée & Rebillard 2004b).

### Les déterminants sociaux et comportementaux

Une synthèse effectuée par l'OMS révèle que certains comportements accentuent la probabilité de devenir dépendant. La dépression, la consommation de tabac, le faible niveau d'activité physique ainsi que le nombre de pathologies déjà subies par le patient augmente la probabilité de devenir dépendant comme l'indique le tableau 2.3.

Cette synthèse permet entre autres d'aboutir à deux résultats contre-intuitifs :

Facteur	Lien prédictif	Possibilité de prévenir la dépendance
	avec la dépendance	en intervenant sur ce facteur
Déficience cognitive	+++	0
Dépression	+++	0
Nombre de pathologies	+++	++
Variation de l'Indice de Masse Corporelle	++	0
Faibles limitations fonctionnelles	+++	++
Faible fréquence des contacts sociaux	+	+
Faible niveau d'activité physique	+++	+++
Absence de consommation d'alcool (comparée à une consommation modérée)	+	?
Tabac	+++	+
Déficience visuelle	+++	+

Source : OMS Europe 2005

TAB. 2.3 – Les facteurs de dépendance. Source : OMS Europe 2005.

- La réduction rapide de la consommation de tabac dans les années récentes n'est pas susceptible d'avoir une influence plus positive que prévue sur les projections de personnes âgées dépendantes.
- La réduction des contacts sociaux des personnes âgées, *via* notamment la réduction prévisible des aidants naturels, ne devrait pas accroître le niveau de dépendance.

Parmi les autres caractéristiques susceptibles d'influencer la probabilité de devenir dépendant, on retient le niveau d'étude. Avoir fait des études longues diminue significativement le risque de dépendance (Duée & Rebillard 2004*b*). En réalité, le niveau d'étude exerce deux effets contraires. Les personnes ayant fait des études ont une espérance de vie plus longue, ce qui augmente la probabilité de connaître la dépendance. D'autre part, elles font face à des niveaux de dépendance plus faibles à âge donné. Ce deuxième point est particulièrement marqué chez les hommes. Au total, pour les personnes nées entre 1940 et 1954, le second effet l'emporte chez les hommes. Les plus diplômés connaissent moins souvent la dépendance (26% contre 31% en moyenne). Chez les femmes en revanche, le premier effet prédomine. Celles qui ont fait des études connaissent plus souvent la dépendance (57% contre 48% en moyenne).

Le nombre d'enfants encore vivant a également un effet protecteur par rapport à la dépendance. Les femmes ayant deux ou trois enfants encore vivant, sont jusqu'à 80 ans, moins souvent dépendantes que les autres (Duée & Rebillard 2004*b*).



### 2.2.3 Mesures de la dépendance

La mesure de la dépendance est d'une importance vitale pour la compagnie d'assurance. C'est à partir d'une mesure précise de la dépendance qu'elle pourra déterminer le périmètre du risque et donc estimer une probabilité de devenir dépendant. Mais c'est aussi à partir de ces critères stricts que la compagnie d'assurance pourra calculer la garantie qu'elle propose à l'assuré. L'estimation de la population dépendante totale en France se base essentiellement sur l'enquête Handicap-Incapacité-Dépendance, réalisée par l'INSEE<sup>8</sup>. Cette enquête fournit des données brutes qu'il est ensuite nécessaire de traiter afin d'obtenir une évaluation de la population dépendante la plus exacte possible. A cette fin, deux grilles d'analyse, la grille Colvez et la grille AGGIR<sup>9</sup> permettent un recensement de la population dépendante.

#### La population dépendante aujourd'hui

En fonction du critère de mesure retenu, on aboutit à un décompte de la population dépendante qui varie fortement (Collin & Coutton 2000) :

- 1 400 000 de personnes si on prend les niveau 1 à 3 de la grille Colvez ;
- 1 094 000 personnes (GIR 1 à 4) (Vasselle 2008) ;
- 700 000 selon l'indicateur Katz (besoin d'aide pour au moins deux des 6 activités de la vie quotidienne).

L'indicateur AGGIR présente donc une évaluation médiane de la population dépendante. Par la suite, nous privilégierons cet indicateur à la fois pour son évaluation médiane, le fait qu'il serve de base au calcul de l'APA ainsi que pour sa facilité d'utilisation. C'est d'ailleurs cet indicateur qui est aujourd'hui retenu par la plupart des compagnies d'assurance.

---

<sup>8</sup>Pour une présentation de cette étude et de ses principaux résultats, voir en annexe du chapitre 6.

<sup>9</sup>Pour une présentation des différentes grilles d'analyse, voir en annexe du chapitre 2.

#### 2.2.4 La dépendance : un risque amplifié par la période de fin de vie

Contrairement aux idées reçues, la dépendance est bien un risque et non une période de la vie. La dépendance n'est pas le pendant de l'enfance ou de l'adolescence. Tout le monde ne devient pas dépendant. Une bonne proportion d'individus décède sans passer par une période de dépendance. Selon les estimations de l'OCDE, un individu ayant atteint l'âge de 65 ans a une probabilité légèrement supérieure à 40% de devenir dépendant (OECD 2005). D'autres estimations indiquent que parmi les personnes nées entre 1940 et 1954 et qui atteignent l'âge de 60 ans, 41% connaîtront au moins une année de dépendance (Duée & Rebillard 2004b). Ils seront 29% parmi les hommes et 52% parmi les femmes. La durée moyenne de dépendance, lorsqu'elle survient, est de 3,7 ans pour les hommes et 4,4 ans pour les femmes. Par ailleurs, les durées longues en dépendance sont rares. Seuls 6% des hommes et 16% des femmes atteignant l'âge de 60 ans vivent plus de 5 ans en dépendance.

On observe les mêmes caractéristiques aux Etats-Unis. Les dépenses de dépendance sont distribuées de manière irrégulière. 60% des individus qui atteignent l'âge de 65 ans ne seront jamais dépendants (ils ne rentreront jamais dans un établissement de soins) alors que 20% d'entre eux passeront au moins 5 ans en établissement de soins (Murtaugh, Kemper, Spillman & Carlson 1997). La dépendance représente donc bien un risque et non une période inéluctable de la vie. Au plus l'individu est jeune, au plus cette probabilité diminue. La probabilité d'arriver à la retraite est donc beaucoup plus forte que la probabilité de devenir dépendant. Il ne s'agit donc pas de financer une période de la vie qui survient avec une probabilité très forte, il s'agit bien de couvrir un risque. C'est parce que la probabilité de devenir dépendant reste relativement faible que la mutualisation plus que l'épargne apparaît comme une réponse appropriée. La théorie standard de l'assurance nous enseigne en effet qu'un évènement dont le montant du sinistre est élevé et la probabilité moyenne relativement faible est typiquement le genre de risque contre lequel un individu rationnel et risco-phobe va vouloir se couvrir.

## **2.3 Evolution du risque dépendance : 50% de personnes dépendantes en plus d'ici 2040**

La dépendance va représenter un coût croissant pour les économies occidentales et ceci pour au moins deux raisons d'ordre démographique. En premier lieu, le taux de prévalence va augmenter dans les années à venir en raison de l'allongement de l'espérance de vie, même si cette augmentation mécanique du taux de prévalence peut être compensée par l'augmentation de l'espérance de vie sans incapacité. En second lieu, la durée moyenne de dépendance peut également augmenter.

### **2.3.1 Evolution de la population totale**

Selon les dernières projections de l'INSEE et en supposant que les tendances démographiques se maintiennent, la France métropolitaine compterait 70 millions d'habitants au 1er Janvier 2050 soit 9,3 millions de plus qu'en 2005 (INSEE, Robert Bobée, 2006). Ce chiffre provient du scénario central de l'INSEE. Il repose sur des hypothèses de long terme sur l'évolution de la fécondité, de la mortalité et des migrations. La population augmenterait donc sur toute la période mais à un rythme de moins en moins rapide. En revanche, en cas de baisse de la fécondité la population pourrait baisser à partir de 2040 comme l'indique la Figure 2-4. La population devrait donc augmenter à un rythme lent et régulier. En revanche sa composition devrait fortement changer en raison de l'allongement de l'espérance de vie aux âges élevés.

### **2.3.2 L'allongement de l'espérance de vie aux âges élevés**

Si l'on s'intéresse aux évolutions passées, on observe que l'espérance de vie des personnes de plus de 60 ans était de 21 ans pour les femmes en 1970 alors qu'elle était de 16 ans pour les hommes. En 1981, elle est de 22 ans pour les femmes et de 17 ans pour les hommes et en 1997 elle est de 25 ans pour les femmes et de 20 ans pour les hommes. Cette progression est illustrée par la Figure 2-5. Les projections indiquent que les tendances passées en matière d'espérance de

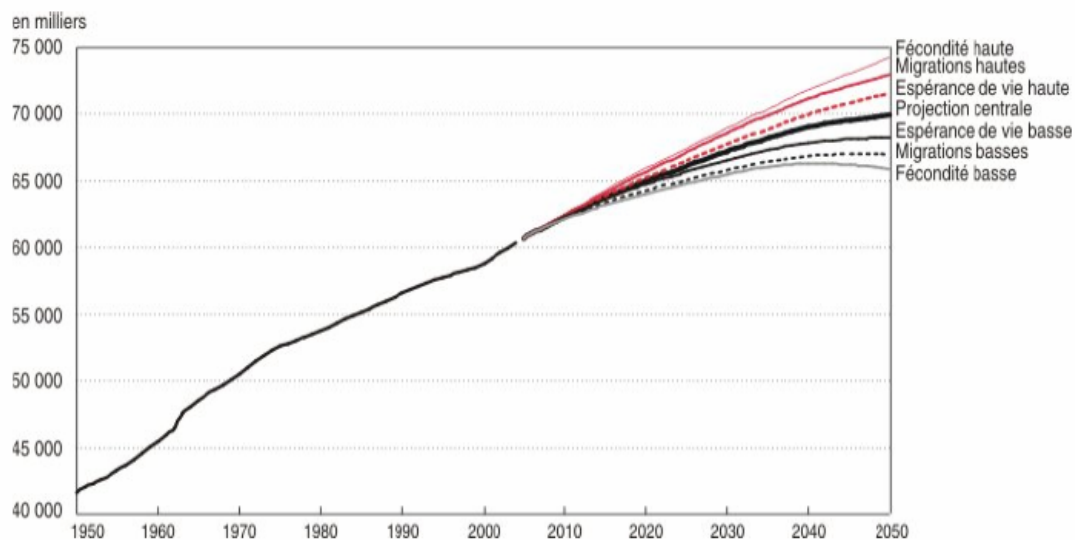
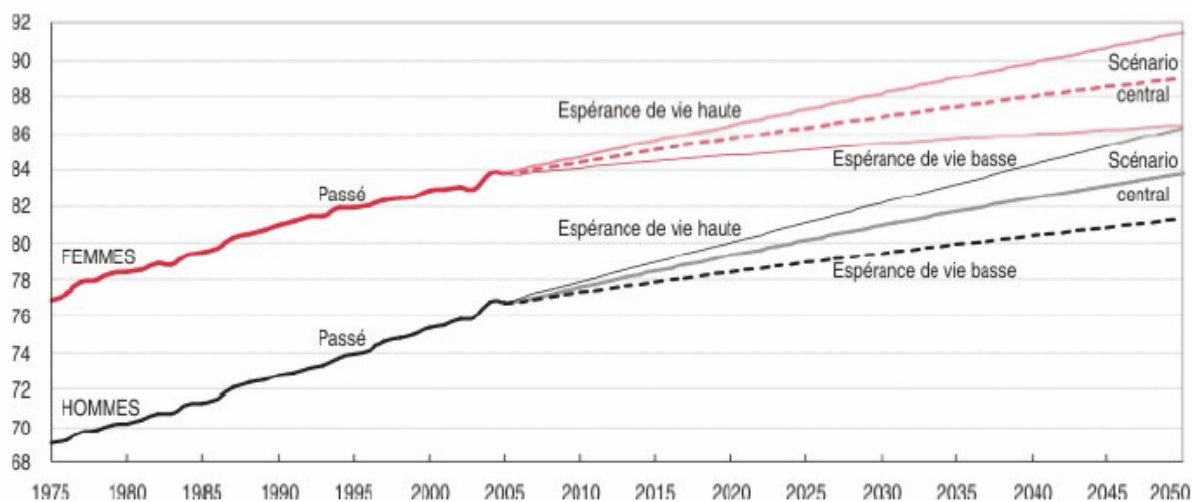


FIG. 2-4 – Projection de population 2005-2050. Source : INSEE 2006.

vie devraient se confirmer à l’avenir comme l’indique la Figure 2.3.2. On devrait donc observer une augmentation de l’espérance de vie concentrée aux âges élevés.



Projection de l’espérance de vie 2005-2050. Source : INSEE 2006.

Cette progression s’accompagne également d’un allongement de l’espérance de vie à la nais-

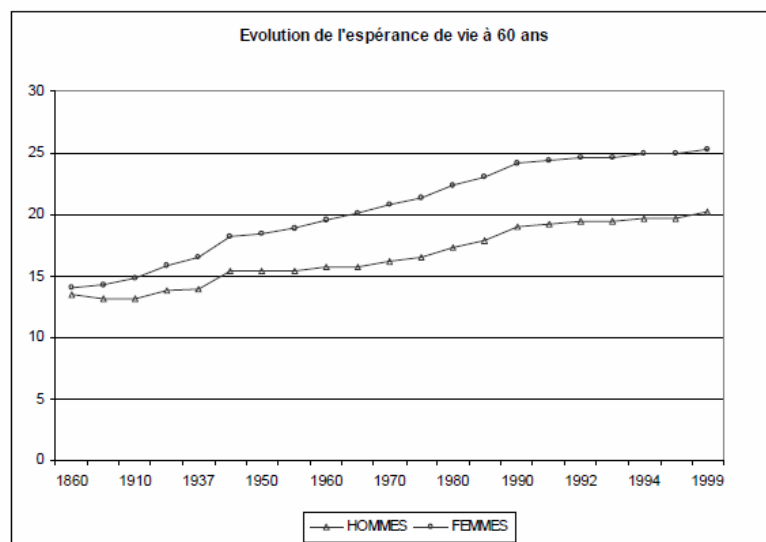


FIG. 2-5 – Evolution de l'espérance de vie à 60 ans. Source : INSEE 2006.

sance sans incapacité. Celle-ci a progressé de trois ans pour les hommes entre 1981 et 1991 et de 2,6 ans pour les femmes, contre 2,5 ans pour l'espérance de vie totale. Fait troublant, l'allongement de l'espérance de vie pour les personnes en fin de vie semble beaucoup plus contrasté quand on s'intéresse à l'espérance de vie des plus de 65 ans. La durée de vie avec incapacités a diminué de 8,5 ans à 8 ans pour les femmes entre 1981 et 1991, alors qu'elle a augmenté de 5,3 à 5,6 ans pour les hommes.

Cet allongement de l'espérance de vie aux âges élevés se traduira par une augmentation de la proportion des plus de 60 ans au sein de la population totale. La proportion des personnes de 60 ans et plus dans la population totale est ainsi passée de 18% en 1970 à 21% en 2000. Cette augmentation de la part des personnes de plus de 60 ans semble inéluctable dans les années à venir. Les projections démographiques publiées par l'INSEE au début de l'année 2001 prévoit qu'en 2020, la France compterait 1,4 fois plus de personnes âgées de plus de 60 ans qu'en 2000 et 1,8 fois plus de personnes âgées de plus de 80 ans. A l'horizon 2040, les plus de 80 ans serait 3,2 fois plus nombreux qu'en 2000. Comme c'est dans ces âges que les taux de prévalence sont les plus importants, on devrait donc observer une augmentation de la population dépendante dans les années à venir.

### 2.3.3 Les différents scénarios d'évolution de la population dépendante

Si la morbidité recule, l'arrivée massive des "baby boomers" aux âges élevés pourra se trouver compensée par une amélioration de l'espérance de vie sans incapacité. Les évolutions futures du taux de prévalence étant inconnues, l'INSEE ainsi que la plupart des instituts démographiques ont proposé plusieurs scénarios issus des différentes hypothèses retenues en matière de prévalence. Ces différentes projections ont été construites en croisant deux types de données ; d'un côté les taux de prévalence obtenus grâce à l'enquête HID de 2001 ; et de l'autre les projections publiées par l'INSEE au début de l'année 2001 et fondées sur une évolution tendancielle de la mortalité. La construction des projections consiste la plupart du temps à projeter dans le futur des tendances passées, éventuellement en les modulant compte tenu d'évolutions prévisibles et en décalant dans le temps les courbes de prévalence en fonction d'hypothèses exogènes. Cette méthode rencontre bien évidemment ses limites dans la mesure où les hypothèses reprises à l'identique pour les quarante prochaines années peuvent négliger des effets de cohorte. L'élévation du niveau d'instruction, du taux d'activité féminin ou encore de l'apparition de nouvelles pathologies peuvent modifier les projections. Par ailleurs, l'information sur la dépendance reste encore incomplète. Ce manque d'information se fait particulièrement sentir en ce qui concerne la dépendance psychique. Les données disponibles concernant la perte d'autonomie mentale ne permettent pas de définir des hypothèses précises, nécessaires aux projections. Cette évolution est en effet fortement liée aux évolutions de traitement de la maladie d'Alzheimer. L'INSEE retient donc un scénario pessimiste, un scénario optimiste et enfin un scénario central qui réalise la synthèse des deux scénarios précédents. Ces différents scénarios nous permettront d'encadrer les tendances à l'œuvre du fait des évolutions démographiques.

#### **Le scénario pessimiste**

Le scénario pessimiste pose comme hypothèse que l'évolution de l'espérance de vie évolue de façon parallèle à l'espérance de vie générale. Le taux de prévalence de la dépendance à chaque âge diminue à un rythme identique aux gains d'espérance de vie projetés. Dans ce cas de figure, le temps vécu en situation de dépendance rapporté à la durée de vie totale serait globalement

stable. Ce scénario reprend les théories de l'équilibre dynamique.

### **Le scénario optimiste**

Ce second scénario pose le postulat que les gains d'espérance de vie sans perte d'autonomie sont plus rapides que les gains d'espérance de vie projetés. Ce cas de figure se réfère à la théorie de la compression de la morbidité développée par Fries. Il pose le postulat que l'amélioration de l'hygiène de vie et les progrès de la médecine, en particulier la prévention des maladies à forte prévalence comme les maladies cardio-vasculaires ou ostéo-articulaires (col du fémur), va comprimer la morbidité. Cette approche suppose ainsi que les taux de prévalence de la dépendance vont continuer à baisser à des rythmes comparables à ceux observés sur la décennie 90. Celle-ci s'est caractérisée par une baisse très sensible de la morbidité pour les plus de 80 ans. Ce scénario, bien qu'optimiste, n'est pas utopique dans la mesure où il y a fort à parier que la demande du vivre mieux soit très forte lorsque "baby-boomers" atteindront des âges avancés. Le scénario hyper-optimiste qui poserait l'hypothèse d'une baisse de la prévalence encore plus rapide que celle observée durant la décennie 90 n'a pas été retenu du fait des fortes incertitudes portant sur le développement à venir de la maladie d'Alzheimer. Une simple découverte dans le traitement de cette maladie rendrait cependant ce scénario tout à fait probable.

### **Le scénario central**

Le scénario central ou moyen réalise une synthèse des deux approches précédentes. Il part du principe que les taux de prévalence vont reculer mais à un rythme moins rapide que celui observé durant la décennie 90. Ce scénario moyen suppose néanmoins une tendance à une compression progressive mais inéluctable de la morbidité au cours des dernières années de vie. La Figure 2-6 résume donc les évolutions en matière de population dépendante en fonction des différentes hypothèses retenues. Le tableau 2.4 reprend ces projections mais de manière chiffrée et opère une distinction entre le GIR 1 à 4 et l'EHPA 11 à 22.

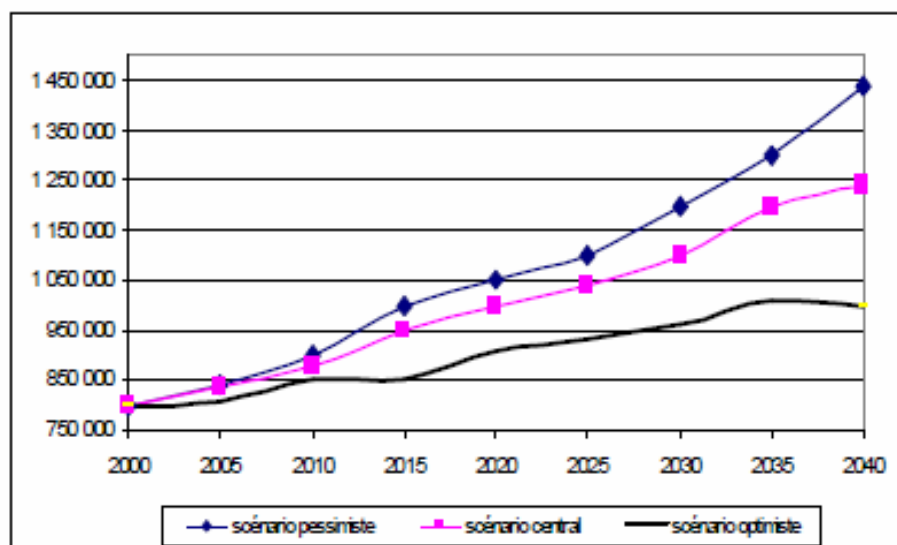


FIG. 2-6 – Projections démographiques en matière de population dépendante (GIR 1 à 4). Source : INSEE, Destinie et enquêtes HID 1998-2001.

### 2.3.4 Les différents moments de progression de la dépendance

Si les trois scénarios admettent dans des proportions diverses l'augmentation de la population dépendante, ils ne précisent pas le rythme de la progression. Il y a fort à parier que cette hausse ne sera pas régulière mais qu'elle se fera par chocs, ces chocs étant directement liés aux effets de cohorte. Il est donc possible de prévoir différentes phases d'accroissement de la dépendance en fonction de la pyramide des âges. La croissance du nombre de personnes âgées cacochymes s'accélérerait ainsi une première fois à partir de 2005-2010, quand les cohortes nées après la guerre, plus nombreuses que leurs aînées, atteindront des âges où les taux de prévalence de la dépendance sont élevés. Si entre 2000 et 2010 l'augmentation de la population dépendante est de 6 à 14% selon le scénario optimiste, elle serait un peu plus rapide entre 2010 et 2020. La population pourrait ainsi augmenter de 12 à 13% si on retient le scénario central. Sur l'ensemble de la période allant de 2000 à 2020, la hausse pourrait être limitée à 14 ou 18% dans le cas du scénario optimiste, et aller jusqu'à 33% dans l'hypothèse du scénario pessimiste. La population des groupes GIR 1 à 4 évaluée à 800 000 personnes en 2000 pourrait passer à



	2020		2040	
	GIR 1 à 4	EHPA 11 à 22	GIR 1 à 4	EHPA 11 à 22
Scénario optimiste	0,91	1,00	1,06	1,17
Scénario central	1,00	1,07	1,22	1,34
Scénario pessimiste	1,05	1,14	1,43	1,54

Source : HID Destinie 2001

TAB. 2.4 – Projections en nombre de personnes âgées dépendantes. Source : HID Destinie 2001.

980 000 en 2020 selon le scénario central. Entre 2020 et 2040, les évolutions projetées seraient quasiment les mêmes, quelque soient les indicateurs de dépendance retenus (GIR ou EHPA). Cette progression connaîtrait cependant une accélération autour des années 2030, lorsque les classes d'âge surreprésentées du "baby-boom" passeront les 80 ans. La hausse s'atténuerait ensuite sensiblement, en raison de l'arrivée aux âges élevés de générations moins nombreuses, et de l'accroissement de décès des enfants du "baby-boom". A noter que tous ces scénarios projettent une natalité comparable aux taux observés actuellement et partent du principe que l'immigration reste stable, c'est-à-dire quasi nulle.

L'augmentation ne serait pas linéaire et comporterait deux fortes poussées, l'une avant 2015, l'autre à partir de 2030 environ. L'augmentation de la population dépendante serait de l'ordre de 1% par an entre aujourd'hui et 2040 (Gisserot 2007).

## 2.4 Coût de la dépendance et prise en charge

### 2.4.1 Le coût de la dépendance

#### Le coût individuel

On observe une grande diversité des coûts individuels en fonction des départements et des types de prise en charge. Cependant, il est possible de définir un coût moyen ainsi que quelques éléments empiriques qui permettent de mieux appréhender la forme de la distribution du coût.

**Les estimations du coût en établissement** La France compte plus de dix mille établissements d'accueil pour personnes âgées. De la résidence avec service non médicalisé à l'EHPAD (établissements pour personnes âgées dépendantes) en passant par les petites unités de vie, les types de prise en charge et les coûts associés varient fortement. Il n'existe pas à notre connaissance d'études précises sur le coût de la dépendance en établissement. Notre évaluation se base donc sur le site de l'association *www.agevillage.com* qui recense les coûts des différentes maisons de retraite. Nous avons également étudié plusieurs plaquettes proposées par les maisons de retraites et nous nous sommes également entretenus avec de nombreux professionnels, notamment Pascal Champvert<sup>10</sup>.

Le coût en établissement se décompose en réalité en 3 forfaits :

1. Le forfait hébergement. Il représente le gîte ainsi que les repas. Il correspond à la composante hôtelière du coût total. Il ne dépend pas du niveau de dépendance.
2. Le forfait dépendance. Il évolue entre 300 et 500 euros en fonction du niveau de dépendance. Il représente la composante du coût total qui est spécifique à la dépendance. Il est la plupart du temps couvert par l'APA. Cependant, si le revenu de la personne est très élevé, l'aide versée au titre de l'APA peut être très faible<sup>11</sup>.
3. Le forfait soins. Il varie en général entre 500 et 1000 euros. Il est remboursé par la sécurité sociale. Il représente la part du coût qui relève de la santé et non de la dépendance.

Le site *www.agevillage.com* donne une estimation du forfait gîte, c'est-à-dire hors frais de soins couverts par la sécurité sociale et la complémentaire santé et hors frais de dépendance. Si on considère que le forfait soin est couvert par la sécurité sociale et la complémentaire santé et que le forfait dépendance est couvert par l'APA qui est en moyenne de 409 euros par mois, le forfait hébergement correspond au reste à charge<sup>12</sup>.

Dans le secteur des maisons de retraites médicalisées, ou EHPAD (Etablissement d'hébergement pour personnes âgées dépendantes) les tarifs à la charge du résident sont de l'ordre de :

---

<sup>10</sup> Pascal Champvert est président de l'ADPA (association des maisons de retraite).

<sup>11</sup> voir les critères de calcul de l'APA en annexe du chapitre 2.

<sup>12</sup> voir les critères d'éligibilité de l'APA en Annexe du chapitre 2.

- Paris : 2 700 à 4 600 euros par mois ;
- Ile de France : 2 000 à 2 500 euros par mois ;
- Province : 1 500 à 1 800 euros par mois.

Le coût moyen d'une prise en charge en établissement se situerait donc autour de 2 500 euros par mois. Cela ne signifie pas pour autant que la prise en charge en établissement soit plus coûteuse. En réalité, dans la prise en charge en établissement, le niveau de dépendance a un effet moindre sur le coût de prise en charge. Pour une dépendance forte, la prise en charge en établissement sera certainement moins coûteuse qu'à domicile. A l'opposé, la prise en charge à domicile permet de traiter toute une série de cas de dépendances légères.

**Les estimations du coût d'aide à domicile** Ces estimations sont fournies par Bernard Ennuyer<sup>13</sup> qui est à la fois sociologue et spécialiste de la dépendance. Il dirige également une association d'aide à domicile appelée "Les Amis" et située dans le dix-septième arrondissement de Paris. Il maximise le coût de l'aide dans la mesure où il suppose que l'aide familiale ou l'aide du voisinage est nulle.

**Scénario 1 : l'aide pour une personne ayant des incapacités légères** La personne nécessite une aide pour faire ses courses, son ménage courant et aussi pour pouvoir sortir de chez elle. Cette aide est estimée à 3 heures et demie d'aide à domicile par semaine ce qui revient à 340 euros par mois.

**Scénario 2 : l'aide pour une personne ayant une incapacité physique beaucoup plus importante** La personne nécessite une aide de deux heures par jour et ceci tous les jours pour la toilette, les courses, le ménage, les démarches de la vie quotidienne, ce qui donne un coût d'environ 1 100 euros par mois.

---

<sup>13</sup>Ces estimations sont fournies à la page 226 de son ouvrage (Ennuyer 2006).

**Scénario 3 : l'aide pour une personne ayant une incapacité physique très importante** Cette personne a besoin d'une aide de 5 heures et ceci tous les jours à raison de trois ou quatre passages, ce qui présente 2 750 euros par mois.

**Scénario 4 : l'aide pour une personne ayant une grande incapacité physique et une détérioration psychique importante** La personne nécessite en plus des trois heures d'aide quotidienne, une garde de nuit permanente de 20 heures le soir à 8 heures du matin ce qui représente environ 4 130 euros par mois.

**Scénario 5 : l'aide permanente pour une personne cumulant incapacités physiques et psychiques maximales** C'est le cas typique d'une personne en fin de vie atteinte de la maladie d'Alzheimer. Ce niveau de dépendance nécessite une garde quasi permanente ce qui représente environ 5 300 euros par mois.

L'étude du CREDOC nous permet d'apporter un éclairage sur la distribution de ces coûts (Loones 2005). Sur les 525 000 et 570 000 personnes de 60 ans et plus vivant à leur domicile dans une situation de dépendance, 50% souffrent d'une dépendance modérée et seuls 5% sont dans une situation de dépendance physique et psychique lourde. C'est pourquoi le coût moyen d'une dépendance à domicile se situe à 1 500 euros par mois. Si on rapporte ce coût moyen à la solvabilisation moyenne de l'APA qui est de 409 euros, on a bien une couverture du risque par l'aide publique qui est proche de 30%. Pour une personne connaissant une forte dépendance (scénario 3), l'APA apporte un financement de 780 euros pour un coût de 2 750 euros. A noter que quelque soit le revenu, le plafond de l'APA pour une dépendance maximale (GIR 1) est fixée à 1 148 euros. On observe donc que plus le risque dépendance est sévère, plus le taux de co assurance diminue.

A titre de comparaison, aux Etats-Unis une année en établissement de soins coûtait en moyenne en 2002 50 000\$ par an pour une chambre semi privée et davantage pour une chambre privée (MetLife 2002).

Aux Etats-Unis, le coût moyen journalier d'un établissement de soins était en 2002 de 143\$ pour une chambre semi-privée. Les coûts moyens pour un équipement du domicile sont en moyenne moitié moins chers, de l'ordre de 72\$ par jour. L'aide à domicile représente l'aide la

moins coûteuse et ne représente qu'un quart des dépenses totales de soins long-terme (USCongress 2000). Nous estimons donc qu'en moyenne un homme âgé de 90 ans qui reçoit de l'aide à domicile dépensera en moyenne 30\$ par jour en soins à domicile couverts par l'assurance. Ce coût sera d'environ 45\$ en moyenne pour une femme du même âge.

### **Les dépenses publiques liées à la prise en charge des personnes dépendantes**

Le coût macroéconomique actuel de la dépendance est difficile à évaluer. Si l'on s'en tient uniquement aux dépenses publiques, on rencontre déjà des difficultés certaines. Si l'on s'en tient à une vision étroite de la dépendance (APA et dépenses fiscales ciblées), il représente 4,1 Mds d'euros soit 0,25% du PIB pour l'année 2003. Mais en réalité une estimation menée par la Cour des Comptes pour la même année estimait le coût global élargi de la dépendance à 15,5 Mds d'euros soit 1% du PIB (CdC 2005). Cet écart d'estimation vient du fait que de nombreuses dépenses publiques liées à la dépendance sont en réalité logées dans les dépenses de sécurité sociale. L'assurance maladie supporte en effet 61% des dépenses de dépendance. Une autre estimation plus récente estimait les dépenses de prise en charge de la dépendance à 16 Mds pour l'année 2005, soit 0,94% du PIB (CAS 2006). A préciser que cette dernière n'incluait pas les déductions fiscales ni certaines dépenses de sécurité sociale mais prenait en compte à la fois les dépenses publiques et privées.

Ces secondes estimations semblent beaucoup plus proches du coût réel de la dépendance. On obtient d'ailleurs des grandeurs similaires aux Etats-Unis. Les dépenses de long term-care étaient estimées pour l'année 2004 à 1,2% du PIB, soit une grandeur macroéconomique proche de celle estimée en France (CBO 2004). Ces dépenses représentaient en 2004 près de 8,5% des dépenses de santé.

Les projections sur l'évolution du coût global de la dépendance renvoient à une double difficulté. Il s'agit à la fois de prévoir l'évolution des coûts des différents modes de prise en charge (à domicile ou en institution). L'évolution de la clef de répartition entre le domicile et l'établissement va également considérablement influencer sur l'évolution du compte de la dépendance. Cette double évolution va directement influencer l'effort contributif des différents acteurs (L'Etat, les Départements soutenus par la CNSA et l'assurance maladie).

	2005	2010	2015	2025
Hypothèse basse	0,94%	1,1%	1,20%	1,47%
Hypothèse haute	0,94%	1,17%	1,29%	1,55%

Source : Projections PIB Commission Européenne

TAB. 2.5 – Poids des dépenses de dépendance dans le PIB. Source : Projections PIB Commission Européenne.

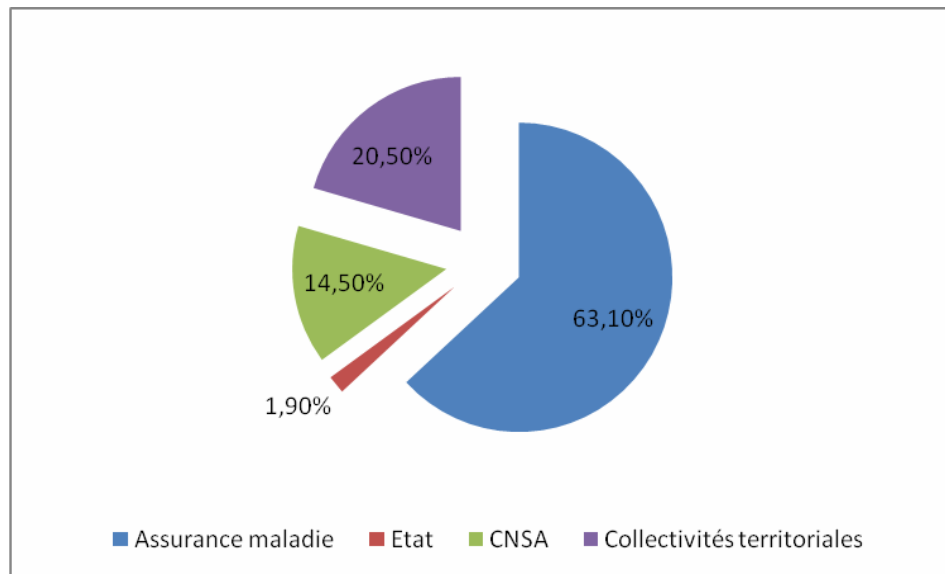


FIG. 2-7 – Répartition de la prise en charge publique. Source : Cour des Comptes 2005.

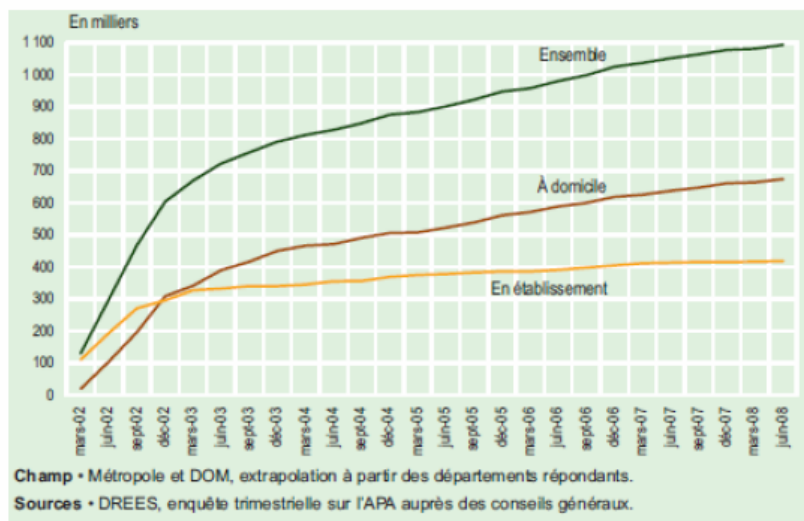
Les sénateurs Philippe Marini et Alain Vasselle ont estimé l’effort public en faveur des personnes âgées en perte d’autonomie à 19 milliards d’euros pour l’année 2008 (18 960 millions d’euros exactement)(Vasselle 2008). Cette estimation se base sur la projection de la loi de finances et de la loi de financement de la sécurité sociale. La dépense publique se répartit entre différents organismes comme l’indique le graphique 2-7.

La porosité de la frontière entre soins (financés par la Sécurité Sociale) et dépendance (APA) n’appelle aucune solution évidente *a priori*. Il existera toujours un dilemme entre le risque de transfert de dépenses de l’APA vers l’assurance maladie et le risque de transfert pour certains publics de prestations hors de l’assurance maladie (Gisserot 2007). La tendance actuelle relève plutôt du premier effet.

## Les bénéficiaires de l'APA

Le montant de l'APA a atteint en 2007 4,5 milliards d'euros (Vasselle 2008). Au 31 décembre 2009, 1 115 000 personnes bénéficiaient de l'allocation personnalisée d'autonomie (APA), soit une augmentation de 3,4 % sur un an (Debout & Lo 2009). On observe un ralentissement par rapport à la hausse observée au cours de l'année précédente (6,8 % de juin 2006 à juin 2007) comme l'indique le graphique 2.4.1. Au 31 décembre 2008, 62% des bénéficiaires de l'APA vivaient à domicile (contre 60 % en juin 2007), et 38 % en établissements d'hébergement pour personnes âgées (EHPA). La part des personnes modérément dépendantes, bénéficiaires de l'APA relevant du GIR 4 progresse légèrement et atteint les 45%. Leur proportion est toujours nettement plus élevée à domicile (57 %) qu'en établissement (24 %). À domicile, le montant moyen du plan d'aide attribué est de 494 euros par mois (dont 406 euros à la charge des Conseils Généraux), et de 460 euros pour les personnes qui résident en établissement (dont 313 euros à la charge des Conseils Généraux).

Le taux d'acceptation des premières demandes d'obtention de l'APA reste stable : trois premières demandes d'APA à domicile sur quatre sont acceptées, neuf sur dix en établissement.



Evolution du nombre de bénéficiaires de l'APA

Evolution du nombre de bénéficiaires de l'APA. Source DREES, 2008.

## **Le coût macroéconomique de la dépendance**

Aux 19 milliards d'euros financés par les différents organismes publics, il convient d'ajouter deux autres types de financement :

- Les assurances *via* les rentes versées aux assurés ;
- Les familles *via* le reste à charge.

**La part des assureurs dans le financement de la dépendance** Même si les premiers contrats dépendance ont été proposés en France en 1986, le marché s'est vraiment développé à partir du début des années 2000. Le nombre de sinistres déclarés est donc encore trop faible pour estimer la part des assureurs dans le financement de ce risque.

**La part des familles dans le financement de la dépendance** En dépit de l'aide publique en matière de dépendance, une part importante du coût reste à la charge de la personne dépendante ou de sa famille. La part à la charge des familles comprend à la fois ce que la personne dépendante finance à l'aide de son revenu et les aides financières qu'elle peut recevoir de ses enfants, mais également l'aide informelle monétisée qu'elle reçoit de ses enfants.

Le rapport d'étape du Sénat mentionne que les ménages acquittent au moins 7 milliards d'euros par an en complément des ressources fournies par la solidarité nationale (Vasselle 2008). Le montant du ticket modérateur à domicile s'élève à 650 millions d'euros pour l'APA à domicile et à 700 millions pour l'APA en institution. Les frais d'hébergement en EHPAD s'élèvent à 5,7 milliards (nets de l'aide au logement et de l'aide sociale des départements).

Il convient donc d'ajouter à ce chiffre les dépenses non prises en compte dans le plan d'aide de l'APA à domicile. Cependant, nous n'avons pas de statistiques officielles sur le montant de cette aide.

Il convient également d'ajouter à ce chiffre, l'ensemble de l'aide informelle monétisée. Il suffit pour cela de recenser l'aide informelle moyenne reçue par les parents dépendants que



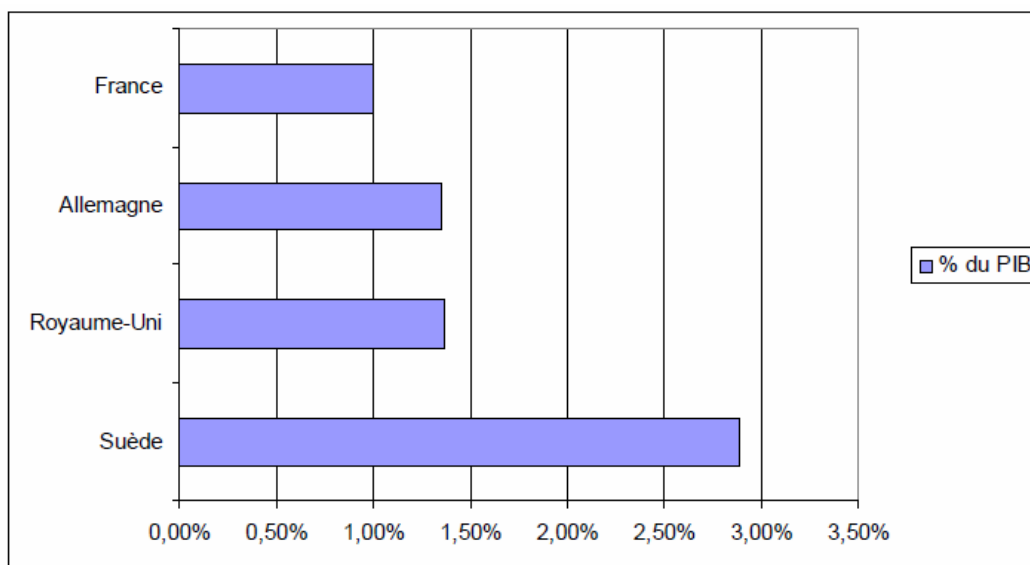


FIG. 2-8 – Les dépenses publiques de dépendance en pourcentage du PIB. Source : OCDE

l'on multiplie par le coût horaire d'un professionnel de l'aide à domicile. Cependant, nous ne disposons pas de statistiques officielles sur ce point.

Il apparaît donc que si on prend en considération l'ensemble du financement apportée par les familles et pas seulement le financement apporté par les organismes publics et sociaux, le coût macroéconomique de la dépendance augmente considérablement. On se situerait donc davantage entre 1,5% et 2% du PIB. Ce chiffre est plus proche de celui de la Suède comme le montre le graphique 2-8. L'écart entre un pays comme la France et un pays comme la Suède s'expliquerait donc par le fait qu'une partie du financement privé qui transite par les familles transiterait par le canal de l'aide publique en Suède.

#### 2.4.2 Le rôle des aidants

L'aide informelle fournie par les proches a un effet très fort sur le reste à charge. Si la personne dépendante peut être aidée par son conjoint ou ses enfants, le reste à charge en sera diminué d'autant. On peut donc s'intéresser au nombre moyen d'aidants potentiels d'ici 2040.

Année	Hommes			Femmes		
	60-80 ans	80 ans et plus	Ensemble	60-80 ans	80 ans et plus	Ensemble
2000	3,0	2,6	2,8	2,7	1,9	2,2
2020	2,7	2,5	2,6	2,5	2,1	2,2
2040	2,3	2,3	2,3	2,3	2,0	2,0

Source : INSEE, DESTINIE (scénario central) en enquêtes HID 1998 et 1999

TAB. 2.6 – Nombre moyen d’aidants potentiels (2000-2040). Source : INSEE, DESTINIE (scénario central) en enquêtes HID 1998 et 1999.

Le modèle Destinie montrent que le nombre moyen d’aidants potentiels devrait diminuer d’ici 2040 comme l’indique le tableau 2.6.

En raison de la plus faible espérance de vie des hommes, ces derniers ont souvent leurs femmes pour s’occuper d’eux. Les femmes sont en revanche plus souvent veuves. Cet effet est évidemment renforcé par la différence d’âge entre conjoints. Ainsi en 2000 deux hommes sur trois se trouvaient avec une conjointe valide contre seulement une femme sur quatre.

### 2.4.3 Les revenus disponibles

Pour faire face à ce risque financier, les personnes dépendantes qui sont par définition retraitées peuvent compter sur différents types de revenu :

- Leur revenu (retraite, pensions et autres revenus) ;
- Les aides publiques (APA, l’aide sociale, aides au logement, aides fiscales) ;
- Les assurances (assurance-vie ou assurance dépendance) ;
- La participation des membres de la famille (obligation alimentaire).

#### La retraite

Selon les dernières estimations de l’INSEE, la retraite moyenne, toutes carrières confondues, serait de 692 euros pour les femmes et de 1 535 euros pour les hommes. La distribution des montants de retraite selon l’âge diffère selon les sexes, comme l’indique le tableau 2.7.

	65 à 69 ans	70 à 74 ans	75 à 79 ans	80 à 84 ans	85 ans et plus	Ensemble
Femmes	961	941	986	1048	1097	692
Hommes	1674	1604	1612	1624	1574	1535

Source : INSEE 2004.

TAB. 2.7 – Montant moyen mensuel de la retraite globale (toutes carrières) selon l’âge et le sexe. Source : INSEE 2004.

On observe également une forte disparité en fonction de l’origine géographique.

Montants mensuels moyens et médians de la retraite globale et de l'avantage principal de droit direct, par région (2001).

	Montants moyens		Montants médians	
	Retraite	Avantage principal	Retraite	Avantage principal
	globale	de droit direct	globale	de droit direct
Basse-Normandie	973	838	835	676
Limousin	995	870	856	696
Bretagne	1 000	849	840	650
Pays de la Loire	1 002	865	830	681
Auvergne	1 004	867	861	690
Poitou-Charentes	1 010	879	850	698
Corse	1 037	884	887	673
Midi-Pyrénées	1 037	904	841	690
Franche-Comté	1 042	896	931	764
Champagne-Ardenne	1 065	923	961	810
Province	1 077	934	927	768
Aquitaine	1 078	945	902	755
Bourgogne	1 080	930	932	779
Picardie	1 083	943	972	845
Nord-Pas-de-Calais	1 084	918	960	790
Lorraine	1 090	923	983	818
Centre	1 091	952	952	809
Languedoc-Roussillon	1 112	971	944	791
Alsace	1 116	961	981	798
Haute-Normandie	1 119	974	996	852
France métropolitaine	1 136	992	974	827
Rhône-Alpes	1 143	1 004	992	853
Provence-Alpes-Côte d'Azur	1 217	1 080	1 046	923
Ile-de-France	1 525	1 377	1 310	1 205

Champ : ensemble des retraités de droit direct de 60 ans ou plus, résidant en France métropolitaine.

Source : DREES - Echantillon interrégimes de retraités 2001.

## **Le patrimoine**

Le patrimoine constitue également une source de revenu, notamment pour financer la dépendance. On observe à ce sujet une forte inégalité entre les générations. Les générations qui seront dépendantes dans les 20 prochaines années seront globalement mieux dotées en patrimoine que les générations précédentes et celles qui vont leur succéder (Enquête patrimoine 2004). Le patrimoine moyen des tranches d'âge des 50-54 ans (246 000 euros), des 55-59 ans (260 000 euros) et des 60-64 ans (224 900 euros), est deux fois plus élevé que le patrimoine moyen actuel des 85 ans et plus (119 000 euros). A noter que ces inégalités intergénérationnelles s'accompagnent d'inégalités intragénérationnelles croissantes (Enquête Patrimoine 2004).

## **Des aides publiques qui défavorisent les classes moyennes**

Au total, il ressort de ce travail que le montant des aides perçues (APA versée par le département hors ticket modérateur et réduction fiscale) décrit une courbe en U en fonction du revenu comme l'indique le graphique 2-9. Une personne en GIR 1 ne disposant que de faibles revenus sera relativement bien aidée car exonérée de participation au plan d'aide APA ; elle ne bénéficiera pas en revanche de réduction fiscale. Entre 7 756 € et 28 800 € de revenus annuels, le total des aides diminue du fait de l'augmentation de la participation de la personne au plan d'aide APA que ne compense pas la réduction fiscale (les personnes ne sont, en effet, pas imposables ou le sont à un niveau qui limite la portée de la réduction fiscale). Par contre, pour des revenus supérieurs à 36 000 € annuels, la réduction fiscale prend toute sa portée et le total d'aides augmente jusqu'à ce que le plafond de 5000 € de réduction soit atteint.

A noter une différence de taille entre la prise en charge à domicile et la prise en charge en établissement. Si une personne reçoit une retraite mensuelle de 1 000 euros et souhaite entrer dans un établissement dont l'hébergement coûte 3 000 euros par mois, elle peut parvenir à ses fins. En raison de l'obligation alimentaire, ses enfants sont tenus d'apporter les 2 000 euros nécessaires. Si la personne n'a pas de descendants ou si ces descendants ne sont pas en mesure

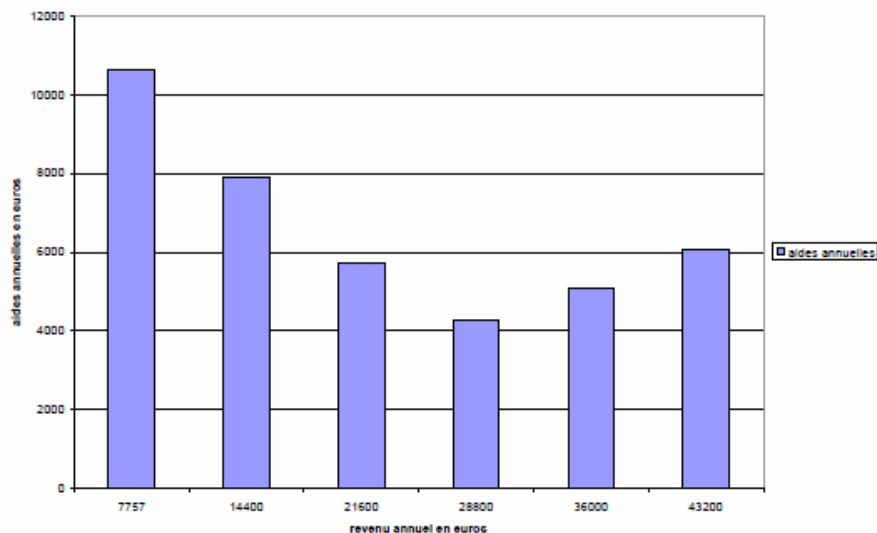


FIG. 2-9 – Aides perçues (APA et réduction d'impôt sur le revenu au titre de l'emploi d'un salarié domicile) en fonction du revenu pour une personne en GIR 1. Source : Cour des comptes 2004.

Revenu annuel (en euros)	Reste à charge en valeur et pourcentage du revenu							
	GIR 1 (105 heures mensuelles)		GIR 2 (88 heures mensuelles)		GIR 3 (69,5 heures mensuelles)		GIR 4 (44 heures mensuelles)	
7 756	5 194	67%	4 573	59%	3 823	49%	2 460	32%
14 400	7 942	55%	6 820	47%	5 543	38%	3 539	25%
21 600	10 124	47%	8 458	39%	6 609	31%	3 910	18%
28 800	11 568	40%	9 357	32%	6 938	24%	3 544	12%
36 000	10 745	30%	8 375	23%	5 789	16%	3 109	9%
43 200	9 773	23%	7 403	17%	4 908	11%	3 109	7%

Source : Cour des Comptes 2004.

TAB. 2.8 – Montant moyen mensuel de la retraite globale selon l'âge et le sexe. Source : Cour des Comptes 2004.

Revenu annuel (en euros)	Reste à charge en valeur et pourcentage du revenu							
	GIR 1 (105 heures mensuelles)		GIR 2 (88 heures mensuelles)		GIR 3 (69,5 heures mensuelles)		GIR 4 (44 heures mensuelles)	
7 756	5 194	67%	4 573	59%	3 823	49%	2 460	32%
14 400	7 942	55%	6 820	47%	5 543	38%	3 539	25%
21 600	10 124	47%	8 458	39%	6 609	31%	3 910	18%
28 800	11 568	40%	9 357	32%	6 938	24%	3 544	12%
36 000	10 745	30%	8 375	23%	5 789	16%	3 109	9%
43 200	9 773	23%	7 403	17%	4 908	11%	3 109	7%

source : Cour des Comptes 2004

TAB. 2.9 – Montant moyen mensuel de la retraite globale selon l’âge et le sexe.

d’apporter cette contribution financière, le complément de financement peut être apporté par l’aide sociale. Dans ce cas l’aide publique est donc bien supérieure à l’APA. Cependant, ce mécanisme ne fonctionne pas pour l’aide à domicile. Or une personne peut souhaiter rester à son domicile.

## 2.5 Le marché de l’assurance dépendance

Une description du marché français de l’assurance dépendance nécessite :

- une étude précise des contrats proposés afin de délimiter le périmètre du risque couvert ;
- un aperçu du nombre de contrats vendus sur le marché français ainsi que des tendances observées.

Les éléments de cette section ont été abordé lors d’une conférence et repris dans un article (Plisson 2009).

### 2.5.1 Les principales caractéristiques des contrats dépendance

En avril 2009, le nombre de personnes couvertes par un contrat dépendance auprès de l’ensemble des organismes d’assurances complémentaires était estimé à environ 3 millions de personnes (Decoster 2009).

## Délimitation du risque couvert

Les contrats français sont construits sur l'hypothèse que la dépendance est irréversible. La probabilité de transition entre un état de dépendance et un état non dépendant est supposée égal à 0. En revanche, aux Etats-Unis, de nombreux contrats prévoient une prise en charge temporaire de la dépendance. Cette définition du risque explique aussi en partie pourquoi les produits en rente sont particulièrement bien adaptés.

Pendant les premières années de développement du marché<sup>14</sup>, seule la couverture de la dépendance totale était proposée (GIR 1 ou GIR 1 et 2). La réticence des réassureurs sur ce type de risque expliquait en partie cette absence. Cependant, depuis le début des années 2000, certaines compagnies d'assurance proposent la couverture d'une dépendance partielle (GIR 3 à 5) de manière optionnelle.

La souscription d'un contrat dépendance est sujette à un questionnaire médical systématique qui peut conduire l'assureur à :

- Accepter le dossier ;
- Exiger un questionnaire médical plus approfondi ;
- Accepter le dossier en échange d'une surprime ;
- Refuser le dossier.

La grande majorité des contrats prévoient un délai de carence d'1 an en cas de maladie ou de 3 ans en cas de démence sénile ou de maladie d'Alzheimer. Si le risque survient dans ce délai, l'assuré n'est pas couvert mais a droit au remboursement des primes versées.

La grande majorité des contrats prévoient également un délai de franchise de 3 à 6 mois entre le moment où la dépendance est médicalement constatée et le versement de la rente.

## Logique de compensation forfaitaire

La logique de compensation des contrats français est une logique forfaitaire, alors que la logique américaine reste une logique indemnitaire. Les contrats français ne sont donc pas à proprement parler des contrats d'assurance mais davantage des contrats de rente. En cas de

---

<sup>14</sup>De la fin des années 80 au début des années 2000.



survenance du risque, l'assureur verse une rente viagère à l'assuré. L'approche indemnitaire prévoit quant à elle d'indemniser l'assuré du coût généré par la prise en charge de sa dépendance. L'indemnité sera donc une fonction du coût de prise en charge. Elle peut être proportionnelle (cas de la co-assurance), totale ou proportionnelle jusqu'à un certain plafond maximum, ou encore ne prendre en charge le coût qu'au-delà d'une franchise à la charge de l'assuré. *A priori*, la logique indemnitaire est plus intéressante pour les assurés. Dans les faits le marché américain propose une garantie indemnitaire qui est très encadrée. Les contrats stipulent que les frais de soins long terme sont remboursés par l'assureur dans une limite de 100\$ par jour ou pour une durée limitée (2 ans ou 5 ans). En 1988, 70% des contrats étaient ainsi plafonnés (Cutler 1993). Les plafonds des contrats indemnitaires sont tels qu'ils sont souvent moins intéressants pour l'assuré que les contrats forfaitaires.

La plupart des contrats proposés sur le marché français ont opté pour une logique forfaitaire. Les rentes sont donc versées de manière viagère et ne sont pas réévaluées en fonction de l'âge ou de l'évolution de l'état de santé mais en fonction de l'inflation et de la valeur du point AGIRC. Ces rentes ne sont pas imposables et cessent lors du décès de l'assuré. En revanche, lorsque le sinistre survient, l'assuré ne verse plus de primes. Les rentes versées se situent pour la plupart entre 300 et 1 200 euros (FFSA). Au départ, les contrats proposés étaient des produits d'assurance pure. Ces contrats sont donc construits sur un principe de mutualisation du risque entre les individus. Ils sont dits "à fond perdu" mais en contrepartie sont plus généreux en cas de sinistre.

Même si dans les faits les produits indemnitaires proposés aux Etats-Unis sont proches des rentes proposées en France, une différence subsiste. La logique indemnitaire entraîne un remboursement des soins sur présentation des factures de soins long terme alors que la logique forfaitaire verse une rente en fonction d'un état, libre ensuite à l'assuré d'user de cette rente à sa guise. Le contrat dépendance en rente peut donc s'appréhender comme un contrat d'assurance avec une franchise aléatoire mais également comme une pension invalidité (*premium doloris*). Dans le modèle forfaitaire, l'assuré n'est pas contraint d'utiliser sa rente afin d'acheter des soins long terme. Il peut décider de verser cette rente à ses enfants afin qu'ils le prennent en charge ou encore épargner cette rente et se passer de soins long terme.

Depuis quelques années, des produits d'assurance couplés à de l'épargne ont été proposés. Il

s'agit en réalité de contrats d'assurance vie bénéficiant du régime fiscal correspondant avec une option permettant une sortie en rente viagère en cas de dépendance. Ce type de contrat évite ainsi de cotiser à fond perdu. Lorsque l'assuré décède sans avoir été dépendant, les capitaux accumulés qui n'ont pas été convertis en rente peuvent être versés aux bénéficiaires du contrat. Les contrats d'assurance dépendance peuvent se distinguer selon 3 types de critères : la nature de la garantie, le caractère obligatoire ou non de l'adhésion, le statut juridique de l'assureur complémentaire (société d'assurance ou mutuelle).

### **Garantie principale ou garantie complémentaire**

La population globale assurée contre la dépendance se décompose en deux types de contrat.

- Les contrats de prévoyance pour lesquels la dépendance est la garantie principale. Ces contrats se caractérisent habituellement par le versement d'une rente dès la survenance du sinistre.

- Les contrats d'assurance vie peuvent également proposer une couverture du risque dépendance sous forme d'option ou de complémentaire. Dans ce type de contrat la garantie principale est une garantie décès ou épargne-retraite et la couverture du risque dépendance correspond à une garantie complémentaire. Pour ces contrats, l'analyse en termes de chiffre d'affaires n'est pas disponible, le montant des cotisations affectées au titre de la garantie dépendance étant généralement globalisée avec celle de la garantie principale du contrat. Il est donc impossible d'extraire du chiffre d'affaires global la part qui reviendrait à la couverture du risque dépendance.

### **Contrats individuels ou contrats collectifs**

Nous pouvons tout d'abord distinguer les contrats à adhésion individuelle des contrats collectifs, ces derniers étant le plus souvent obligatoires. Les trois quarts des contrats à garantie optionnelle ont été souscrits de manière individuelle. Nous présenterons dans un premier temps l'ensemble des personnes couvertes contre la dépendance mais nous privilégierons les contrats individuels en garantie principale. Ce secteur n'est pas beaucoup plus important que le marché

collectif en terme de nombres d'individus mais il est prépondérant en terme de chiffre d'affaires. En effet, les montants de garantie sont en moyenne 10 fois plus élevés pour les contrats individuels que pour les contrats collectifs. De plus, comme les contrats sont souscrits à titre individuel, ils représentent mieux les comportements d'assurance des individus. Nous ne disposons pas des informations sur le chiffre d'affaires, les cotisations moyennes, les prestations versées et les provisions, pour les contrats à garantie optionnelle. C'est pourquoi nous privilégierons dans notre étude les contrats individuels en garantie principale.

### **Assurés auprès des sociétés d'assurance, mutuelles ou instituts de prévoyance**

Cette distinction présente un intérêt sur l'information recueillie. Les sociétés d'assurance adhèrent pour la plupart à la FFSA, qui effectue chaque année des études sur le marché de la dépendance. Elle centralise les données sur le nombre de contrats vendus et le montant de garantie des différentes sociétés d'assurance. En ce qui concerne les mutuelles et instituts de prévoyance, ce travail de centralisation de l'information n'est pas effectué sur les contrats dépendance. Dans cette étude, les informations recensées pour ce type de contrat proviendront uniquement d'estimations recueillies auprès des professionnels.

#### **2.5.2 L'évolution du marché**

Les premiers contrats d'assurance dépendance ont été commercialisés en France à la fin des années 80 par AG2R. Le marché a progressé faiblement mais régulièrement jusqu'à la fin des années 90 ou de nouveaux acteurs sont entrés sur le marché de l'assurance dépendance et ont fait progresser le marché. Nous disposons d'estimations sur le nombre total de personnes couvertes contre la dépendance qu'à partir de l'année 2004 comme l'indique la figure 2-10. Pour la part concernant les mutuelles et instituts de prévoyance, il ne s'agit que d'estimations. En ce qui concerne la population assurée par les compagnies d'assurance, nous disposons en revanche d'informations plus précises à partir de 1999. Cette population assurée augmente régulièrement depuis 1999 comme l'indique la figure 2-11.

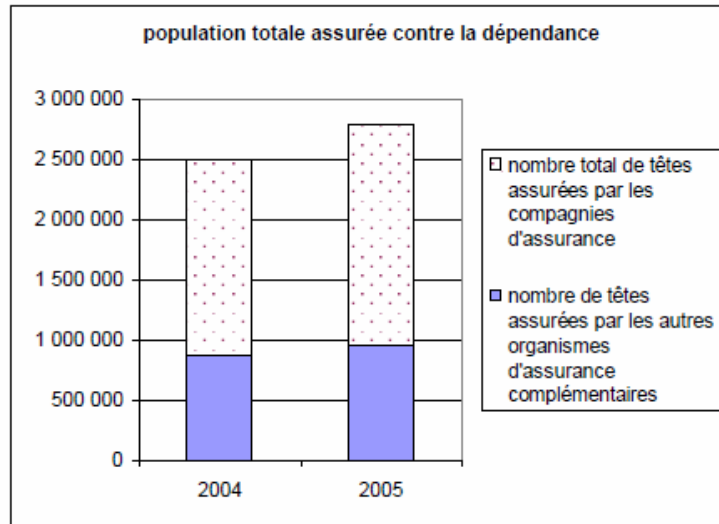


FIG. 2-10 – Population totale assurée contre la dépendance. Source : FFSA.

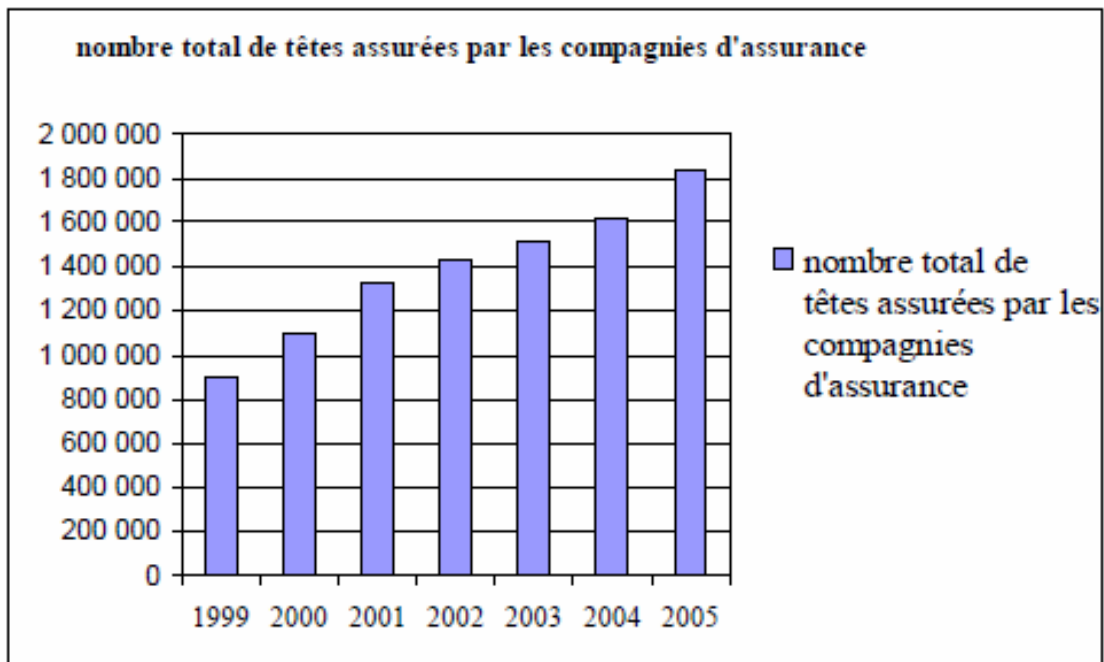


FIG. 2-11 – Nombre total de têtes assurées par les compagnies d'assurance. Source : FFSA.

Le taux de croissance des personnes assurées a été relativement élevé au début des années 2000 notamment pour les contrats à adhésion individuelle comme l'indique la figure 2-12. Cette forte croissance s'explique en partie par l'entrée de nouveaux acteurs sur le marché de l'assurance dépendance ainsi que par les réflexions sur la mise en place de l'APA qui ont sensibilisé une partie de l'opinion publique à ce risque. Le taux de croissance du marché a ensuite chuté à partir de 2002. Le marché américain connaît un essouffement similaire à partir de 2001 (IAAA).

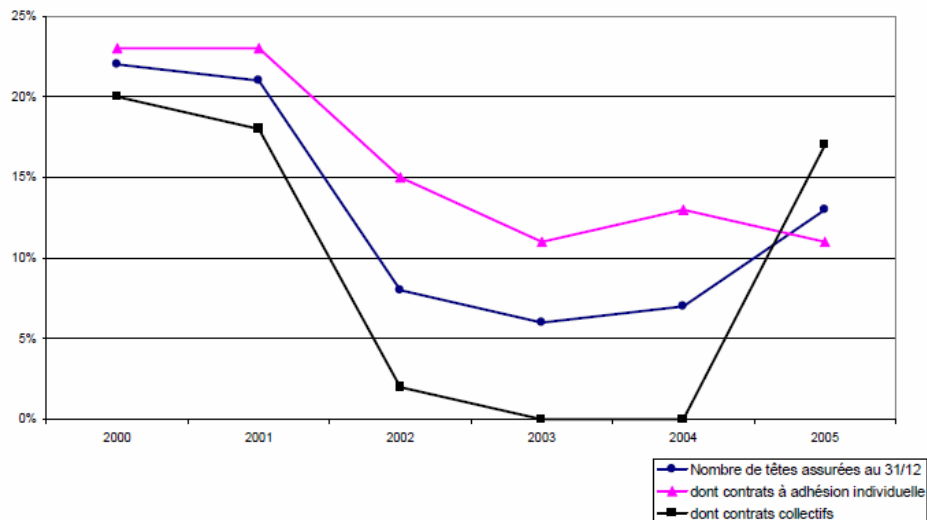


FIG. 2-12 – Taux de croissance du nombre de personnes assurées par les sociétés d'assurance.  
Source : FFSA.

### La concentration du marché

Le marché est très concentré. Trois compagnies réalisent plus de 80% du chiffre d'affaires (Decoster 2006). Il est encore plus concentré que le marché nord américain, pourtant plus ancien puisque 6 assureurs réalisent 80% des primes.

Le taux de couverture que l'on peut définir comme le ratio entre prestations et primes serait de l'ordre de 60% aux Etats-Unis alors qu'il n'est que de 70% pour la santé. Dans le cas d'une assurance totale (qui prend en charge l'intégralité du coût de la dépendance), on peut modéliser le ratio S/P de la manière suivante :

$$\frac{S}{P} = \frac{NpD}{N(1+\lambda)pD} = \frac{1}{1+\lambda}$$

$\lambda$  synthétise :

- le taux de chargement (qui comprend la prime commerciale, la prime technique, et les frais de commercialisation) ;
- le taux de provisionnement.

En décomposant le  $\lambda$  on peut essayer de comprendre pourquoi le ratio S/P est plus faible dans le cas de l'assurance dépendance. Le ration S/P peut être faible parce que :

- Il y a une incertitude sur la distribution de probabilité du risque. Par conséquent, l'assureur provisionne fortement.
- L'assureur fait un fort profit.

### **Un taux d'équipement qui reste faible**

Si on rapporte le nombre estimé de personnes assurées contre la dépendance à la part des individus concernés par ce risque, on peut avoir une estimation du taux d'équipement du marché de l'assurance dépendance. Si on rapporte les 2,8 millions d'individus assurés (Decoster 2009) à la part des individus de plus de 60 ans qui est de 13 026 069 selon l'INSEE, on obtient un taux d'équipement du marché de 19,19%. Ce taux est assez élevé comparativement aux autres pays développés. Cependant, le fait de rapporter le nombre de personnes assurées au plus de 60 ans est contestable. 60 ans est l'âge moyen des personnes qui souscrivent un contrat à titre individuel. Par conséquent, de nombreuses personnes qui s'assurent à titre individuel ont un âge inférieur à 60 ans. De plus, l'âge moyen des personnes qui souscrivent un contrat dans un cadre collectif est bien inférieur. Enfin, la part des contrats souscrits dans un cadre collectif par les mutuelles et instituts de prévoyance est plus forte. Par conséquent, il serait plus approprié de rapporter le nombre d'assurés au plus de 40 ans, voire au plus de 30 ans, ce qui nous donnerait des taux d'équipement respectivement de 8,12% et de 6,34%. De plus, le nombre de 3 millions de personnes assurées est pris au sens large. Le nombre de personnes qui ont entrepris une démarche volontaire de couverture face à ce risque et qui sont susceptibles de recevoir une indemnité à la hauteur des coûts en cas de dépendance est à minorer largement. Il conviendrait de lui soustraire

une forte part des contrats souscrits dans un cadre collectif ainsi que les contrats dépendance en garantie "complémentaire" dont les indemnités sont trop faibles pour assurer une bonne couverture du risque. Le nombre de personnes réellement couvertes ne serait plus que d'environ 1 million de personnes. Le taux d'équipement serait alors de 3,25% et de 2,53%. Aux Etats-Unis, on observe un taux d'équipement inférieur à 7% de la population concernée selon certaines estimations (Gisserot 2007). D'autres estimations américaines concluent que les individus de plus de 65 ans couverts par un contrat dépendance sont aux alentours de 10% (HIAA 2000b) (Brown & Finkelstein 2004b) (Cohen 2003). Qui plus est, la plupart des contrats ne proposent qu'une couverture limitée. Pour preuve, seulement 4% des dépenses totales sont financées par les compagnies d'assurance. 33% des dépenses sont financées par les deniers personnels des individus (CBO 2004) (NCHS 2002).

Ce taux d'équipement est très bas si on le compare au taux d'équipement de la complémentaire santé qui est proche de 90% en France (HCAAM 2005).

## 2.6 Conclusion

Cette première partie descriptive nous a permis de montrer que la dépendance était bien un risque et non une étape de la vie. L'assurance a donc vocation à s'appliquer pour financer sa prise en charge. Les éléments chiffrés que nous avons pu évoquer nous ont également permis de comprendre dans quelle mesure il existait une "énigme de l'assurance dépendance". La dépendance représente bien un risque financier conséquent susceptible de se produire pour une majorité des personnes âgées. Il est même susceptible de se faire de plus en plus pressant dans les prochaines décennies en raison des évolutions démographiques.

Les revenus des individus âgés sont la plupart du temps insuffisants pour faire face à ces dépenses de prise en charge. Le complément apporté par l'aide publique est également incomplet. A noter également qu'elle défavorise les classes moyennes. Face à ce besoin de financement, le marché de l'assurance existe mais il peine à se développer. Fait troublant, alors que la prise de conscience du risque a fortement augmenté depuis 2003<sup>15</sup> le marché de l'assurance dépen-

---

<sup>15</sup>notamment depuis la canicule de 2003 et également suite aux nombreuses campagnes d'information sur

dance connaît un ralentissement de sa croissance annuelle. C'est à cette énigme que nous allons maintenant tenter de résoudre en nous intéressant successivement à l'offre, à la demande et aux asymétries d'information susceptibles de perturber l'équilibre de marché.

---

la maladie d'Alzheimer, aux campagnes publicitaires des assureurs, au développement d'associations et de site internet sur la question. Pour un aperçu de l'évolution de l'opinion sur la prise de conscience du risque voir (CSA 2006).



## Deuxième partie

# Les déterminants de l'offre d'assurance dépendance

## Chapitre 3

# Le marché peut-il assurer l'intégralité du risque dépendance ?

"The contribution of the many to the misfortunes of the few."

Devise du Lloyd's

### 3.1 Introduction

Afin de mieux comprendre pourquoi le marché de l'assurance dépendance n'est pas davantage développé, il convient de s'intéresser dans un premier temps à l'offre. Plusieurs facteurs sont susceptibles de peser sur l'offre d'assurance :

- les modalités de la prise en charge publique ;
- le degré de concurrence entre les acteurs ;
- l'assurabilité du risque.

Dans notre étude nous privilégierons le troisième type d'explication. Avant d'aller plus avant dans l'étude de l'offre, il s'agit en premier lieu de se demander si le risque considéré est bien assurable par le marché. Pour que le marché assure un risque, la loi des grands nombres doit s'appliquer. Les événements doivent donc être indépendants, la probabilité doit être connue et le coût du sinistre également. Dans ces conditions, l'assureur peut tarifier un contrat d'assurance. Dans le cas contraire, la compagnie d'assurance sera confrontée à des problèmes de

solvabilité<sup>1</sup>. Le risque dépendance présente cependant une particularité : il est un risque long. Tout comme le risque maladie, il comprend deux composantes imbriquées l'une dans l'autre : le risque financier que représente le fait de tomber en situation de dépendance mais également le risque de reclassification (Geoffard 2000). Un risque long est donc un risque qui contient un risque de reclassification. Le risque de reclassification peut se comprendre comme le risque de devenir un mauvais risque ou plus généralement de changer de type de risque.

**Definition 1** *Le risque de reclassification est le risque de variation des conditions dans lesquelles les assurés souscrivent un contrat d'assurance en seconde période conditionnellement à la réalisation de l'état de la nature de première période. (Bardey 2002).*

Un risque long peut donc se définir comme un risque où la probabilité de sinistre mais également le coût de sinistre évoluent fortement dans le temps. L'assureur doit alors se couvrir à la fois contre une probabilité mais également contre la variation de cette probabilité. Le risque dépendance est encore plus caractéristique des risques longs que le risque santé. En effet la probabilité d'être dépendant à 50 ans est plus faible que la probabilité de tomber malade au même âge alors que la probabilité de devenir dépendant à 85 ans est très élevée. En réalité, le risque dépendance peut se décomposer en trois types de risque :

1. la probabilité de devenir dépendant ;
2. la durée en dépendance ;
3. le coût de cette dépendance.

Comme la dépendance est un risque long, couvrir la dépendance nécessite également de maîtriser l'évolution dans le temps de ces 3 risques. Le risque dépendance comprend donc :

- une risque d'évolution dans le temps de la probabilité de devenir dépendant ;
- un risque d'évolution dans le temps de la durée moyenne de dépendance ;
- un risque d'évolution dans le temps du coût de prise en charge.

Les trois risques qui composent le risque dépendance sont donc affectés par le risque de reclassification. Par ailleurs, le risque d'occurrence et de durée en dépendance peuvent se décomposer en deux types de risque :

---

<sup>1</sup>Ce que Chiappori appelle une condition de survie (Chiappori 1996).

- le risque individuel. L'individu peut avoir une information cachée sur son niveau de santé qui se révèle au fil du temps. Un individu peut donc changer de catégorie de risque.
- la probabilité moyenne de devenir dépendant ou la durée moyenne peut augmenter en raison de l'allongement de l'espérance de vie.

Le risque d'évolution dans le temps du coût de sinistre dépend également de deux phénomènes :

- l'évolution de la durée moyenne de dépendance ;
- l'évolution du coût unitaire moyen de prise en charge.

Les deux premiers types de risque dépendent des évolutions démographiques et du traitement de certaines pathologies invalidantes. Le troisième risque que l'on peut appeler le risque de coût ou de dérive des coûts est lui plus complexe. Il est intimement lié au contexte réglementaire et social qui encadre la prise en charge. L'assurabilité du risque financier de la dépendance dépend donc de la capacité à prévoir l'évolution des risques sous-jacents. D'un point de vue théorique, cela revient à étudier dans quelle mesure le marché du risque dépendance est un marché complet. La méthode retenue se base sur un modèle théorique (Cutler 1993) et fait appel aux méthodes de prévisions classiques des séries temporelles. Nous étudierons donc dans quelle mesure l'assureur peut prévoir l'évolution de la probabilité de devenir dépendant, de la durée en dépendance et du coût de sinistre. Plus il est possible de prévoir, plus l'assureur peut tarifier un contrat. Si une incertitude demeure sur l'évolution des coûts, alors l'assureur peut décider de ne pas supporter l'intégralité du risque. Il ne prendra en charge que les deux premières composantes à l'aide d'une assurance en rente (produit forfaitaire). Le degré d'assurabilité du risque dépendance et des différents risques sous-jacents détermine donc la nature du contrat d'assurance proposé par l'assureur. L'assurance en rente est une couverture incomplète du risque dépendance puisqu'elle ne couvre pas le risque d'évolution des coûts. Si les produits proposés sont incomplets, les individus peuvent avoir rationnellement intérêt à ne pas souscrire ce type de contrat ce qui expliquerait le faible développement du marché.

Le chapitre 3 est organisé comme suit. La section 2 décompose les différentes composantes du risque dépendance. La section 3 présente le cadre théorique de l'assurabilité. La section 4 présente les données de coût d'aide à domicile utilisées. La section 5 présente les résultats des estimations et des prévisions et montre dans quelle mesure il est possible de repousser la

frontière de l'assurabilité sur le risque dépendance. La section 6 conclut.

## **3.2 Les différentes composantes du risque dépendance**

### **3.2.1 L'impact des évolutions démographiques et sanitaires sur le risque dépendance**

Le risque individuel de dépendance peut se définir ici comme le risque pour un individu particulier d'avoir une probabilité d'être dépendant plus importante ou moins importante que la probabilité moyenne. Si on calcule l'espérance du coût de la dépendance à un instant  $t$  pour une population âgée, le risque individuel représente ici la différence entre le coût subi à cause de la dépendance et le coût moyen de la dépendance. Par définition ce risque est diversifiable. Cependant, l'évolution des pathologies et de leur traitement peut modifier la probabilité individuelle alors même que la probabilité moyenne reste constante. Si par exemple, un vaccin contre la maladie d'Alzheimer est découvert, le risque d'un individu de devenir dépendant peut fortement baisser alors même que le risque moyen peut rester stable car d'autres pathologies augmenteront le risque individuel d'autres individus. L'individu change alors de catégorie de risque (risque de reclassification). On revient alors aux problèmes des asymétries d'informations que l'on étudiera dans la dernière partie. Avant de s'intéresser à l'écart d'un individu particulier par rapport au risque moyen, il convient de s'intéresser à l'évolution du risque moyen.

#### **L'évolution de la probabilité moyenne de devenir dépendant**

La probabilité de devenir dépendant est elle-même une notion complexe. Si l'on se place au niveau d'un individu, la probabilité de devenir dépendant peut se définir comme le risque d'incidence. Il se définit comme la probabilité pour un individu de devenir dépendant. Une fois dépendant, l'individu peut sortir de cet état soit par un décès soit en redevenant valide. On parle alors de tables de mortalité en dépendance et de probabilité de rémission.

Si on se place au niveau plus général d'une cohorte on parlera de taux de prévalence. Ce dernier représente la proportion d'individus dépendants au sein d'une cohorte. Ce taux de

prévalence dépend à son tour de l'évolution de l'espérance de vie sans incapacité qui dépend elle-même de l'évolution de l'espérance de vie.

Le risque d'incidence détermine donc un flux alors que le taux de prévalence définit un stock de gens dépendants au sein d'une cohorte. Il est possible qu'une grande partie des individus soient dépendants pour une durée très courte ou alors qu'une faible part des individus deviennent dépendants mais pour une durée plus longue. Si on s'intéresse à la probabilité moyenne de devenir dépendant, il convient donc de s'intéresser dans un premier temps à l'évolution de l'espérance de vie sans incapacité.

**L'évolution de l'espérance de vie sans incapacité** Une question cruciale sur l'évolution de la population dépendante est de savoir si les progrès en matière d'espérance de vie vont se faire avec ou sans incapacité. Nous avons vu que la population des plus de 80 ans allait fortement augmenter dans les 40 prochaines années. Mais cette évolution ne se traduira par une augmentation de la population dépendante que si les taux de prévalence restent stables. Si les courbes de prévalence des graphiques 3-1 et 3.2.1 se décalent vers la droite dans les mêmes proportions que l'espérance de vie, l'allongement de l'espérance de vie ne s'accompagnera pas d'une augmentation de la population dépendante. La question est donc de savoir si on va vivre plus longtemps mais dépendant ou si on va vivre plus longtemps et en meilleure santé. Concernant l'évolution de la dépendance dans les décennies à venir, trois scénarios s'affrontent (Robine & Mormiche 1993).

- **Extension de la morbidité.** Selon cette théorie les progrès médicaux permettraient d'allonger la durée de vie mais pas la date d'apparition des maladies génératrices d'incapacité. La durée moyenne de dépendance aurait donc tendance à s'allonger.
- **Maintien de la morbidité.** L'âge moyen d'apparition des processus morbides et la date du décès se décaleraient parallèlement. La durée moyenne de dépendance serait donc la même mais simplement décalée.
- **Compression de la morbidité.** Selon cette théorie l'espérance de vie sans incapacité progresserait plus vite que l'espérance de vie (Fries 1980).

Les études empiriques portant sur les dernières décennies tendent à confirmer la théorie de la compression de la morbidité (Fries 1980). Les travaux concernent bien évidemment les

évolutions passées de l'espérance de vie sans incapacité. Cela ne nous dit rien sur le fait que cette compression se poursuive mais cela nous permet de formuler des présomptions. Contrairement à certains professionnels de santé ou responsables politiques qui annoncent une explosion de la dépendance lorsque la génération du "baby boom" atteindra les 75 ou 80 ans, les années 90 se caractérisent par une baisse de la prévalence de la dépendance physique lourde comme on peut l'observer sur les graphiques 3-1 et 3.2.1 issus de l'enquête HID. Le nombre de personnes de 65 ans et plus, confinées au lit ou dans un fauteuil ou ayant besoin d'aide pour la toilette et l'habillage était estimé en 1990 à 670 000. Ces estimations étaient basées sur les données de l'enquête sur la santé et les soins médicaux (1991-1992) pour le domicile et de l'enquête EHPA (1990) pour les établissements. Les résultats fournis par la dernière enquête HID semblent donc indiquer une baisse de la population connaissant une dépendance physique lourde depuis une dizaine d'années. Cette population est ainsi passée de 670 000 à 600 000 personnes. Pendant la même période, la population âgée de 65 ans et plus est passée de 7,9 millions à 9,4 millions soit une baisse de la prévalence de la dépendance physique de 8,5% à 6,4%. Le scénario optimiste des projections effectuées en 1995-1996 par l'INSEE selon lequel la prévalence de la dépendance à chaque âge continuerait à baisser au cours du temps semble donc assez bien correspondre aux évolutions observées durant la décennie 1990 (Lebeaupin & Nortier 1996). Cette tendance irait donc à l'encontre de l'idée selon laquelle la dépendance serait susceptible de connaître une croissance exponentielle dans les prochaines années. La baisse de la prévalence pourrait alors compenser l'augmentation de la part des plus de 65 ans dans la population globale. Certes, une observation sur une dizaine d'années ne semble pas suffisante pour rendre compte d'un phénomène structurel comme celui de la dépendance. En outre, cette baisse peut également s'expliquer par une amélioration des enquêtes et des grilles de traitement utilisées.

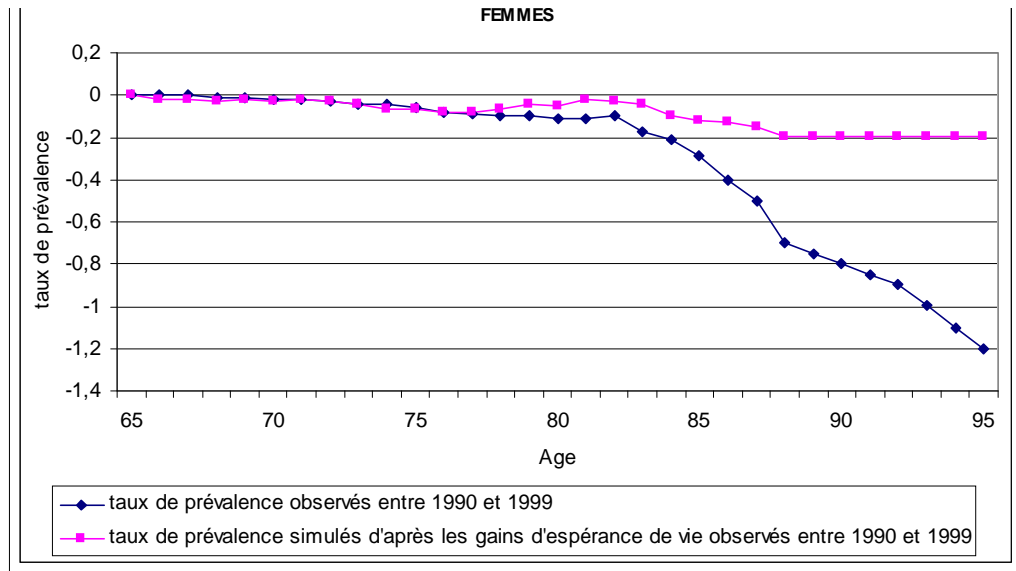
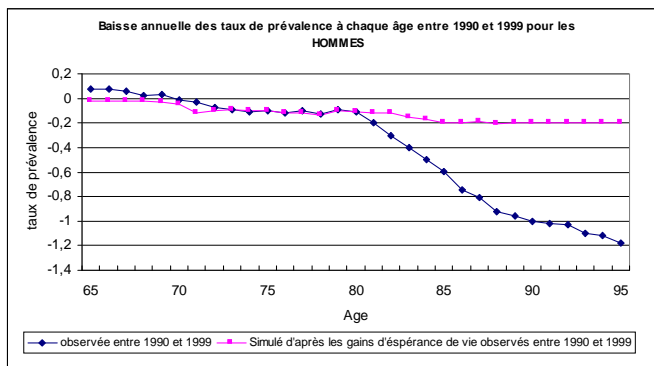


FIG. 3-1 – Baisse annuelle des taux de prévalence à chaque âge entre 1990 et 1999 pour les femmes. Source : INSEE, enquête HID.



Baisse annuelle des taux de prévalence à chaque âge entre 1990 et 1999 pour les hommes. Source : INSEE, enquête HID.

Cependant, d'autres études empiriques confirment les résultats obtenus en France sur la décennie 90. Si on s'intéresse à l'ensemble du vingtième siècle, les déficiences physiques auraient diminué de 0,5% par an aux Etats-Unis (Costa & Steckel 2001). Le mouvement ne serait



cependant pas linéaire. L'incapacité aurait plutôt augmenté dans les années 70 pour ensuite fortement diminuer dans les années 80 et 90. L'ouvrage en préparation au NBER sous la direction de David Cutler et David Wise intitulé "*The Causes and Consequences of Declining Disability Among the Elderly*"<sup>2</sup> observe cette même tendance et souligne que le risque frappe particulièrement certaines générations. Les cohortes qui étaient adolescentes durant la crise des années 30 ou pendant les deux guerres mondiales en Europe seraient davantage touchées par la dépendance. Des recherches ultérieures devraient permettre de déterminer si de manière générale l'alimentation en bas âge a des effets sur la dépendance à âge élevé.

En dépit d'une augmentation de la dépendance dans les années 70<sup>3</sup>, Cutler montre que les incapacités tendent à diminuer d'environ 1% par an depuis le début des années 80 aux Etats-Unis (Cutler 2001). Le graphique 3-2 reprend les résultats de Cutler. Il convient toutefois de rester prudent face à ces résultats. En premier lieu, les évolutions sur longues périodes sont difficiles à analyser car elles peuvent s'expliquer aussi par l'évolution des grilles d'évaluation. En second lieu, les acceptions de la dépendance varient entre pays. Cet argument ne semble pas pertinent en ce qui concerne l'étude de Cutler car il considère une personne "*disabled*" comme une personne qui présente des déficiences fonctionnelles ou qui est dépendante au sens de la définition française. La référence au concept français de dépendance accorde donc davantage de poids à ces résultats.

Cette diminution des déficiences s'expliquerait par deux phénomènes :

- L'amélioration des techniques médicales (notamment le recours aux prothèses articulaires, l'opération de la cataracte, le recours aux beta bloquants) ;
- L'évolution des comportements (la diminution du nombre de fumeurs, les modifications du comportement alimentaire et les comportements préventifs).

Le recours aux prothèses articulaires expliquerait près de la moitié de la baisse de la dépendance observée à partir des années 80. D'autres phénomènes peuvent également expliquer la diminution de la dépendance mais ils sont plus difficiles à quantifier. Le recours à une alimentation moins salée et moins chargée en graisse expliquerait également la diminution de la

---

<sup>2</sup>Le livre est en préparation mais plusieurs versions provisoires de chapitres sont disponibles en version PDF sur le site du NBER.

<sup>3</sup>Dans les années 70 les générations ayant connu une mauvaise alimentation étant jeunes (grande dépression) arrivent à des âges élevés.

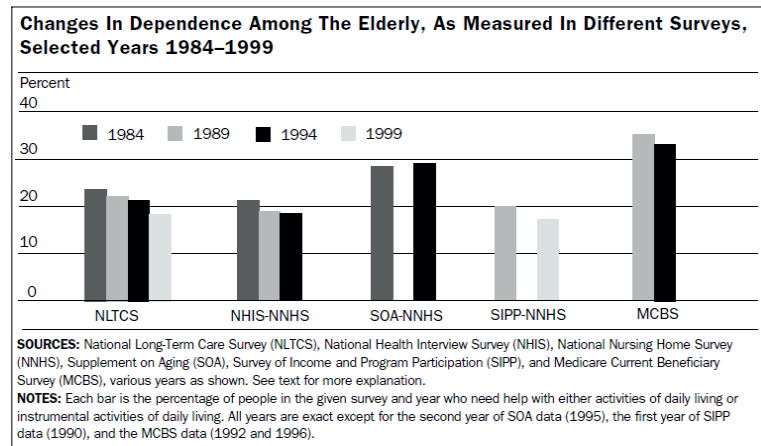


FIG. 3-2 – Evolution de la dépendance aux Etats-Unis entre 1984 et 1999. Sources : NLTCS, NHIS, NNHS,SOA, SIPP, MCBS.

dépendance alors que le développement de l'obésité jouerait dans le sens inverse. Les outils d'aide à la vie quotidienne ont également permis d'endiguer la dépendance.

Par ailleurs, le fait d'appartenir à la catégorie des "cols bleus" joue positivement sur la probabilité de dépendance physique. Le fait d'avoir poursuivi des études au-delà du bac diminue en revanche la probabilité de connaître des déficiences mentales. L'augmentation de la part des "cols blancs" par rapports aux "cols bleus" au sein de la population active serait également à l'origine de la compression de la morbidité observée (Cutler 2001). Le niveau d'éducation, l'accès à la prévention, le niveau de patrimoine ou de revenus ainsi que l'appartenance ethnique (observée aux Etat-Unis) sont des marqueurs forts de la dépendance à âges élevés (Cutler & Wise forthcoming). Par ailleurs, les personnes en mauvaise santé à 50 ans auraient une probabilité beaucoup plus importante d'être dépendantes à âges élevés. De la même manière, la dépression au moment du départ en retraite semble fortement conditionner la dépendance à âges élevés.

Si on s'intéresse aux pays de l'OCDE, on observe que le risque de dépendance serait stable voire en régression (OECD 2005). Les probabilités d'incidence ainsi que les taux de prévalence auraient tendance à diminuer légèrement dans l'ensemble des pays de l'OCDE. Ce résultat n'est toutefois vrai qu'à âge donné. L'effet allongement de l'espérance de vie pourrait l'emporter sur

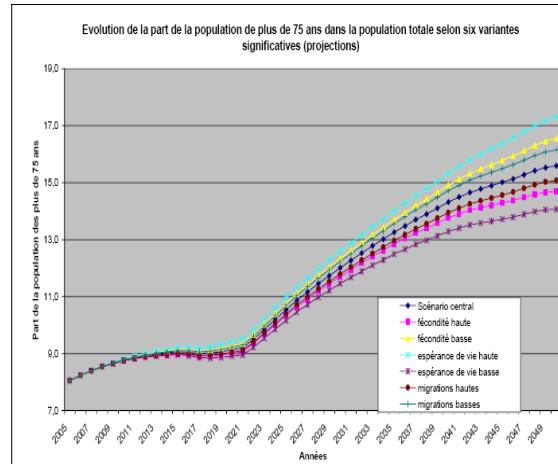


FIG. 3-3 – Evolution de la part des plus de 75 ans dans la population totale. Source : INSEE 2006.

la baisse tendancielle des taux de prévalence et conduire à une augmentation *in fine* de la la population dépendante.

**L'évolution de la population dépendante** Il est possible que la dépendance au sein des octogénaires diminue mais que la part des octogénaires au sein de la population augmente. Afin de pouvoir anticiper l'évolution de la population dépendante, il convient donc de croiser les évolutions relatives à l'espérance de vie sans incapacité à âge donné avec les évolutions de la pyramide des âges. La figure 3-3 reprend les différents scénarios concernant l'évolution des plus de 75 ans au sein de la population totale.

Comme nous l'avons vu dans la première partie, les prévisions en matière de population dépendante tendent à converger. Si l'on retient le scénario médian, le nombre de personnes âgées dépendantes devrait croître de 20% d'ici 2020 et de 23% entre 2020 et 2040. La proportion des personnes dépendantes dans la population âgée devrait progressivement se réduire. La part des personnes de plus de 75 ans devrait régulièrement augmenter à partir de 2020.

La population dépendante devrait augmenter d'environ 1% par an. Mais ce taux de croissance moyen est trompeur. Cette évolution devrait en réalité connaître deux accélérations

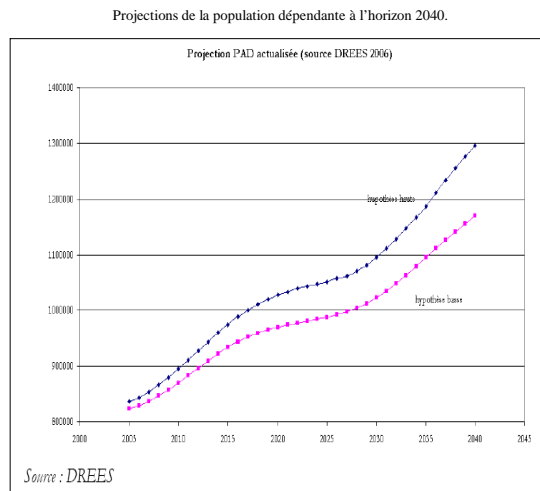


FIG. 3-4 – Projections de la population dépendante à l’horizon 2040. Source : DREES 2006.

comme le montre la figure 3-4. Une première entre 2005 et 2020 avec la disparition des générations creuses de la première guerre mondiale. Une seconde entre 2030 et 2040 avec l’arrivée aux âges élevés des générations du baby-boom. La période entre 2020 et 2030 correspondrait à une période de relative accalmie. L’amplitude de ces accélérations reste toutefois modérée dans la mesure où le taux de croissance annuelle de la population dépendante passerait de 1% à 2%.

Mais la population dépendante devrait augmenter moins rapidement que la population des plus de 75 ans. La part des personnes dépendantes au sein de la population des plus de 75 ans devrait donc diminuer. Par conséquent le risque de devenir dépendant devrait diminuer ce qui est plutôt une bonne nouvelle pour les assureurs.

Cependant ce risque de population peut à son tour se décomposer en deux types de risques. La dépendance peut en effet provenir d’une incapacité physique (difficulté à marcher, etc...) ou avoir une origine psychique (maladies neuro dégénératives). Or les projections de l’INSEE montrent que si la dépendance physique tend à diminuer, il existe encore beaucoup d’incertitudes en ce qui concerne la dépendance d’origine psychique. Il est notamment très difficile de prévoir l’impact du vieillissement sur le nombre d’individus atteints par la maladie d’Alzheimer.

## L'évolution de la durée moyenne en dépendance

La seconde composante du risque démographique renvoie à la durée moyenne en dépendance. Il est tout à fait possible que la population dépendante diminue mais que la durée moyenne augmente. Ce qui intéresse l'assureur au final c'est bien le montant total de la prestation qu'il va devoir verser à l'assuré. Ce nombre peut augmenter à la fois en raison du nombre de personnes dépendantes mais aussi en raison de la durée en dépendance. Dans le cas d'une assurance en rente, le risque de durée pourrait compenser l'augmentation de la probabilité. Par ailleurs, pendant longtemps on a supposé que la seule manière de sortir de l'état de dépendance était le décès. Les probabilités de rémission étaient supposées nulles (Taleyson 2003*a*). Cependant les progrès de la médecine ainsi que les progrès de la rééducation permettent d'augmenter ces probabilités de rémission. Une telle augmentation serait avec le recul de l'entrée en dépendance une des explications de la baisse tendancielle de la durée en dépendance. Les travaux concluent à une légère baisse de la durée moyenne en dépendance et dans le scénario le plus pessimiste à une stabilité de la durée moyenne en dépendance (Cutler & Wise forthcoming).

**L'assurabilité des risques démographiques** L'évolution de la probabilité moyenne ainsi que de la durée moyenne composent ce qu'on peut appeler le risque démographique de la dépendance que l'on peut opposer au risque de coût. L'évolution de ce risque démographique présente encore des incertitudes notamment en ce qui concerne le traitement de la maladie d'Alzheimer. Cependant, cette incertitude semble réduite et ceci pour plusieurs raisons :

- La démographie reste le domaine du temps long. Par nature la démographie ne connaît pas de changements brutaux (excepté en cas de guerre ou d'épidémies graves). Donc si la durée moyenne passée en dépendance doit évoluer, il y a fort à parier qu'elle laissera le temps aux assureurs de réagir et d'adapter leur tarification.
- Si les tendances observées se prolongent nous devrions observer une compensation de l'augmentation de la probabilité moyenne de devenir dépendant par la diminution de la durée moyenne en dépendance.
- L'augmentation de la probabilité de devenir dépendant en raison de l'augmentation de l'espérance de vie pourrait être compensée par une baisse de la prévalence à âge donné

mais également par l'augmentation des probabilités de rémission.

C'est pourquoi les contrats proposés aujourd'hui en France sont des contrats forfaitaires qui proposent une rente en cas de dépendance. Ils assurent donc contre le risque démographique (probabilité de devenir dépendant et durée en dépendance) mais pas contre le risque de dérive des coûts. Il apparaît donc que la partie du risque dépendance qui relève d'une composante démographique semble assurable car il est possible de prévoir son évolution et sa volatilité reste limitée. Intéressons-nous maintenant à la troisième composante du risque dépendance : le risque de dérive des coûts de prise en charge.

### **3.2.2 Le risque de dérive des coûts**

#### **L'aléa moral social**

Le coût moyen de la prise en charge de la dépendance est difficilement prévisible pour une cohorte donnée (pour laquelle les coûts sont concentrés à un horizon éloigné de 20 ou 30 ans). La mutualisation du risque au sein de cette cohorte ne diminue donc pas le risque social lié à l'incertitude qui affecte le coût moyen de la prise en charge. S'il peut-être démontré qu'en présence de risque agrégé, le marché est peu efficient dans la couverture du risque dépendance, alors il sera contraint de proposer la plupart du temps une couverture incomplète. Un assureur peut être capable de mutualiser un risque récurrent au sein d'une cohorte de gens mais incapable de prendre en charge leur risque agrégé.

Dans un article récent, Denis Kessler, Président Directeur Général de SCOR, expliquait la présence de ce risque agrégé en raison d'un "aléa moral social" (Kessler 2007). L'aléa moral en matière de dépendance serait donc moins lié au comportement de l'assuré qu'à l'environnement social qui imposerait de nouvelles normes de prise en charge. La notion de dépendance est en effet relativement récente et fortement liée à la perception sociale qu'on en a. Le climat social peut très bien imposer qu'avoir accès à une balnéothérapie de manière quotidienne ou aller au cinéma une fois par semaine est le strict minimum auquel une personne à droit. Le risque de dérive des coûts liés à la dépendance peut s'effectuer à différents niveaux :

1. au niveau du seuil à partir duquel on est dépendant (ne plus pouvoir prendre le train peut-il être considéré comme un signe de dépendance ?) ;
2. au niveau de l'appréciation de l'intensité de la dépendance (comment définit-on la dépendance lourde) ;
3. au niveau de l'assistance jugée normale par rapport à un certain degré de dépendance (cela renvoie directement au taux d'encadrement dans les maisons de soins ou au nombre d'heure par semaine pour une aide à domicile) ;
4. au niveau du renforcement des normes à respecter notamment dans les établissements de soins (sécurité, hygiène) ;
5. au niveau de l'introduction du progrès technique (si une machine est inventée qui permet de laver une personne, ou de faire son ménage, elle va devenir rapidement incontournable).

Si on prend l'exemple des allocations versées aux handicapés, les pays développés ont connu une évolution qui tend à confirmer ce risque de dérive des coûts. Ces allocations connaissent encore aujourd'hui un taux de croissance à deux chiffres sans relation avec l'évolution de l'état de santé des populations concernées.

Si les composantes du risque démographique restent dans le domaine du temps long, le risque de dérive des coûts peut lui présenter une volatilité beaucoup plus forte dans la mesure où il est soumis aux aléas de la demande sociale et politique. C'est pourquoi nous nous intéresserons en particulier au risque de dérive des coûts dans la mesure où c'est lui qui est le plus à même de peser sur l'assurabilité du risque agrégé.

### **Contrat forfaitaire versus contrat indemnitaire**

Deux grandes approches sont à priori possibles pour assurer le risque dépendance :

- le contrat forfaitaire (assurance en rente) ;
- le contrat indemnitaire.

Dans le cas du contrat forfaitaire, l'assuré cotise tant qu'il est vivant et valide puis, s'il devient dépendant au cours de sa vie, celui-ci reçoit une rente mensuelle jusqu'à sa mort. Le montant versé chaque mois est déterminé au moment de la souscription. L'indemnité  $I$  n'est

pas une fonction du coût effectif de la prise en charge  $X$ . C'est pourquoi on parle de contrat forfaitaire. En cas de dépendance, l'assureur verse une somme mensuelle établie au moment de la signature du contrat. Il s'agit donc d'une assurance dépendance en rente. Ce type de contrat couvre donc l'individu contre la composante démographique du risque dépendance. L'individu est en effet couvert contre la probabilité de devenir dépendant ainsi que contre le risque de durée en dépendance. Si la probabilité de devenir dépendant ou si la durée moyenne de dépendance augmente, l'individu continuera à recevoir sa rente mensuelle. En revanche, le risque d'évolution des coûts entre la date de souscription et la date de survenance de la dépendance reste à la charge de l'assuré. Imaginons le cas où au moment de la souscription du contrat, la rente choisie par l'assuré permet d'acheter 5 heures d'aide par semaine. Si au moment où l'individu devient dépendant (20 ans plus tard), le coût de l'aide a doublé, l'individu ne sera pas couvert contre ce type de risque. A l'inverse, l'intérêt de ce contrat réside dans la liberté d'utilisation de la rente versée. Comme l'indemnité versée n'est pas une fonction du coût du sinistre, l'assuré n'est pas tenu de justifier ses dépenses de soins. Rien ne lui interdit d'épargner cette rente ou de la verser à ses enfants.

Le contrat indemnitaire, quant à lui, couvre l'individu contre l'intégralité du sinistre. Il agit comme une assurance classique. Ce contrat peut prévoir un niveau de coassurance ou une franchise. Quoiqu'il en soit, l'indemnité  $I(X)$  est toujours une fonction de  $X$ , le montant du sinistre. C'est pourquoi on parle de contrat indemnitaire. En cas de sinistre on verse une indemnité qui est fonction du coût du sinistre. Ce qui sous entend par ailleurs que l'assuré doit justifier ses dépenses de prise en charge. C'est sur la base d'une facture émise par un organisme de soins que l'assureur indemniserà l'assuré, comme c'est le cas pour les complémentaires santé. Ou alors on peut aussi prévoir un système où l'assureur propose directement une prestation en nature en cas de dépendance. Il diffère du contrat forfaitaire par le fait que l'assuré reçoit non pas une rente mais un remboursement de ses soins relatifs à sa perte d'autonomie et ceci normalement jusqu'à sa mort. Ce contrat couvre l'intégralité du risque financier de la dépendance. Il couvre à la fois le risque de probabilité, le risque de durée mais également le risque d'évolution des coûts. Le produit indemnitaire est en fait très proche des contrats de complémentaire santé qui sont proposés en France.



Les premiers contrats proposés aux Etats-Unis étaient de type indemnitaires alors qu'en France, les contrats sont forfaitaires. Cependant, dans la pratique, de nombreux contrats américains proposent une couverture indemnitaires plafonnée à un certain montant par jour ou par mois, ce qui *de facto* rapproche ce type de couverture du contrat forfaitaire. Cette préférence pour les contrats forfaitaires s'explique dans la mesure où les deux sociétés d'assurance américaines qui ont proposé des contrats indemnitaires non plafonnés au début des années 90 ont rapidement fait faillite, ce qui a particulièrement échaudé la profession et notamment les réassureurs.

On va donc s'intéresser principalement au risque de dérive des coûts dans la mesure où c'est le risque qui semble le plus volatile et c'est celui qui aujourd'hui n'est pas couvert par les produits proposés. La question est donc de savoir s'il est possible de prévoir un contrat qui couvre l'intégralité du risque et qui ne laisse pas le risque de dérive des coûts à la charge de l'assuré. Autrement dit peut-on repousser la frontière de l'assurabilité sur le risque dépendance ? Dans cette perspective nous aurons recours à un modèle théorique simple développé par Cutler.

### **3.3 Le cadre théorique de l'assurabilité**

#### **3.3.1 Qu'est-ce qu'un risque assurable ?**

##### **Assurabilité et théorie économique**

Le rôle théorique de l'assurance dans l'allocation des risques au sein de l'économie est un sujet des sciences économiques depuis plus de 40 ans. Les premiers travaux ont mis en évidence la distinction entre risque diversifiable ou individuel (qui peut être mutualisé au sein des compagnies d'assurance et donc disparaître des portefeuilles individuels) et risque systémique ou social<sup>4</sup> (qui ne peut être diversifié et qui doit donc être réparti entre les agents économiques en proportion de leur tolérance au risque) (Arrow & Lind 1970). Lorsque la richesse globale, c'est à dire la somme des richesses dans tous les états du monde ne varie pas, le risque est purement individuel. Il correspond à la distribution d'une richesse constante entre plusieurs

---

<sup>4</sup>Le risque social est encore appelé risque agrégé ou risque macroéconomique.

états du monde. Les individus vont alors chercher à transférer de la richesse d'un état du monde à un autre. Lorsque la richesse globale varie, le risque est dit social. Il peut affecter tous les états du monde de la même manière.

Un exemple édifiant de ces deux types de risque est celui de l'exploitant agricole dont le revenu est soumis à deux types de risques (Henriet & Rochet 1991). D'une part, l'exploitant peut tomber malade et d'autre part la récolte peut être affectée par des aléas climatiques.

**Le risque individuel** Le risque de tomber malade supporté par l'exploitant agricole peut être complètement diversifié, si on écarte la possibilité d'une épidémie, en créant une mutualité suffisamment importante d'exploitants agricoles. La loi des grands nombres s'applique alors pleinement. Conformément à la théorie, les individus riscophobes vont chercher à égaliser leur richesse entre les différents états du monde. Dans ce cas, le métier de l'assureur consiste alors à bien évaluer les risques et à vendre suffisamment de contrats d'assurance afin de faire disparaître le risque individuel. Il pourra alors tarifer ses contrats à peine plus cher que leur coût actuariel. Dans ce cas les risques sont dits "justifiables de la loi mathématique des probabilités"<sup>5</sup>. Si cela n'est pas le cas, les risques sont a priori non assurables. Cette distinction entre risque assurable et non assurable n'est cependant pas figée.

"Cela explique que certains risques catastrophiques soient actuellement inassurables. Mais le champ des risques assurables s'élargit sans cesse grâce aux études des théoriciens."

Encyclopedia Universalis.

**Le risque social** Le deuxième type de risque est celui qu'une tempête ravage les récoltes, affectant simultanément tous les agents. Si l'économie est composée de  $N$  individus et de  $S$  états du monde mutuellement exclusifs, il existe  $S^N$  états collectifs. On peut établir une partition de ces états collectifs que l'on appelle des états sociaux. Un état social se définit par le fait que la richesse globale est constante. Si chaque état du monde  $s$  procure la même richesse

---

<sup>5</sup>Selon l'Encyclopédie Universalis.

aux individus, un état social se caractérise donc par le fait qu'on observe un même nombre d'individus dans chacun des états. On appelle  $\Omega$  un état social. Chaque état social comprend donc un nombre d'états collectifs défini par la formule suivante :

$$\frac{N!}{n_{1/\Omega}!n_{2/\Omega}!\dots n_{s/\Omega}!}$$

$n_{1/\Omega}$  représente ici le nombre d'individus dans l'état 1 sachant que l'on se place dans l'état social  $\Omega$ . On peut alors distinguer chaque état social  $\Omega$  à l'aide d'un indice  $t$ .  $W_{\Omega t}$  représente le niveau de richesse agrégé associé à l'état social  $\Omega_t$ .

Il convient alors de maximiser la fonction d'utilité collective suivante :

$$\left\{ \begin{array}{l} \underset{c_{\Omega t}^i}{Max} U = \sum_{i=1}^N \lambda_i \left[ \sum_{t=1}^T \pi_{\Omega t} u_i(c_{\Omega t}^i) \right] \\ s.c. \sum_{i=1}^N c_{\Omega t}^i = \sum_{i=1}^N w_{\Omega t}^i = W_{\Omega t} \quad \forall t \end{array} \right.$$

Les choix des  $\lambda_i$  sont arbitraires. Ils représentent le poids social de l'individu  $i$ . A chaque choix de  $\lambda_i$  correspond une allocation optimale (Gollier 1992).  $c_{\Omega t}^i$  correspond au bien contingent de l'individu  $i$  dans l'état du monde  $\Omega t$ .

La condition du premier ordre de ce programme nous donne :

$$\lambda_i u_i'(c_{\Omega t}^i) = \lambda_j u_j'(c_{\Omega t}^j) \quad \forall i, j \text{ et pour tout } t \quad (3.1)$$

Cette condition est appelée "condition de Borch" (Borch 1962) (Borch 1989). Par ailleurs, l'indice d'Arrow-Pratt de tolérance absolue au risque pour l'individu  $i$  et pour le niveau de consommation  $c_{\Omega t}^i$  s'écrit :

$$t_i(c_{\Omega t}^i) = -\frac{u_i'(c_{\Omega t}^i)}{u_i''(c_{\Omega t}^i)} \quad (3.2)$$

A l'aide de 3.1 et 3.2 on en déduit la relation suivante :

$$\frac{\partial c_{\Omega t}^i}{\partial W_{\Omega t}} = \frac{t_i(c_{\Omega t}^i)}{\sum_{j=1}^N t_j(c_{\Omega t}^j)} \quad (3.3)$$

La somme des tolérances au risque des individus définit ce que l'on appelle la tolérance au risque absolue du groupe (Eeckhoudt, Gollier & Schlesinger 2005). La relation 3.3 signifie que lorsque la richesse agrégée croît, l'augmentation marginale de la consommation d'un individu est égale à sa part dans la tolérance au risque absolue du groupe. Plus une personne a une tolérance au risque élevée, plus sa part optimale dans la prise en charge du risque social est importante. Un individu neutre au risque assumera alors le risque agrégé dans sa totalité.

Ce détour théorique nous a donc montré qu'en présence d'un risque agrégé non diversifiable, il est nécessaire que ce risque soit diversifié sur tous les membres du groupe et que la répartition tienne compte de la tolérance au risque de chacun. Ce risque social ou agrégé est donc non diversifiable et a priori non assurable dans le sens où il ne peut pas être transféré en totalité à une compagnie d'assurance. La compagnie d'assurance présente en effet une aversion au risque même si celle-ci est moindre que celle des individus pris séparément. Le transfert de ce deuxième type de risque n'est devenu possible qu'avec le développement des marchés financiers. L'instrument financier généralement utilisé est le contrat à terme. Dans ce cas, des institutions financières acceptent de couvrir le risque systémique (les aléas climatiques par exemple) en échange d'un gain espéré positif. Les agriculteurs transfèrent donc une partie du risque à ces institutions. La théorie l'explique par le fait que les institutions financières sont moins riscophobes que les exploitants agricoles. Le recours aux marchés financiers n'est cependant pas la seule manière de transférer un risque non diversifiable. L'assureur peut céder une partie de ce risque à un réassureur ou alors convaincre ses actionnaires de consacrer une partie plus importante des fonds propres de la société à la couverture de ce risque. Le métier de l'assureur réside alors dans son savoir-faire financier. La prime que devra acquitter l'assuré sera alors toujours nettement supérieure au coût actuariel du contrat puisqu'il faudra inclure le coût financier de la couverture (chargement de la réassurance, prime de risque pour les instruments dérivés, rémunération des fonds propres, etc...). A ce propos, l'histoire montre que l'assurance a toujours cherché à repousser la frontière de l'assurabilité en incluant des risques a priori non diversifiables dans le champ de l'assurance (Bernstein 1998).

L'inassurabilité d'un risque peut également s'expliquer par les imperfections de marché. Les agents économiques peuvent sous évaluer un risque, présenter une demande non solvable ou encore adopter des comportements opportunistes soit vis-à-vis de l'assureur soit vis-à-vis de

l'Etat. Ces comportements, davantage liés à la demande d'assurance, seront étudiés dans les prochaines parties.

### **Les critères de l'assurabilité**

Un risque est dit assurable lorsqu'il est possible de le transférer à une compagnie d'assurance moyennant un prix accepté par l'assureur et l'assuré. Le fait qu'un risque ne soit pas assurable ne signifie pas qu'il n'est pas possible de le couvrir. Les mutuelles et les compagnies d'assurance ne sont en effet que des institutions parmi d'autres dans le cadre de la gestion des risques (Denuit & Charpentier 2004). L'auto-assurance ou l'assurance intrafamiliale peut également se révéler très efficace dans la gestion de certains risques. Cette alternative est particulièrement pertinente dans le cas de l'assurance dépendance. Le risque dépendance était d'ailleurs jusqu'il y a peu couvert de cette manière. Les problèmes soulevés par l'assurance dépendance viennent d'ailleurs du fait que la famille ne veut plus gérer à elle seule ce risque mais qu'elle veut le transférer aux autres institutions de gestion des risques : les compagnies d'assurance, l'Etat ou encore les marchés financiers. Nous nous intéresserons dans ce chapitre à la possibilité de transférer le risque de dépendance à une compagnie d'assurance. Nous pouvons donc retenir trois types d'assurabilité :

- une assurabilité juridique ;
- une assurabilité actuarielle ;
- une assurabilité économique (Godard, Henry, Lagadec & Michel-Kerjan 2002).

Ces différents types d'assurabilité sont présentés en annexe (Annexe du chapitre 3). Lorsqu'un des critères suivants n'est pas respecté, le transfert d'un risque à une compagnie d'assurance n'est plus possible. On parle alors de risque non assurable. Si la dépendance est non assurable elle restera donc couverte par la famille. L'assurance dépendance présente donc un fait nouveau. Jusqu'à présent la compagnie d'assurance était le principal vecteur pour gérer et couvrir les risques des particuliers. Seuls les grands groupes industriels réfléchissaient à la répartition optimale entre autoassurance, assurance et marchés financiers. Mais le caractère intertemporel du risque dépendance amène les particuliers à effectuer des arbitrages similaires. Le comportement des particuliers face au risque dépendance peut se résumer à l'aide des questions

suivantes. Est-ce que je peux compter sur mes enfants ? Est-ce que j'essaie de gagner davantage durant ma vie active afin de me constituer une épargne de précaution ? ou est-ce que je souscris une assurance ou encore un contrat d'assurance-vie ? A ce propos il est intéressant de noter que des stratégies de gestion des risques qui étaient jusqu'à présent réservées à des grands groupes industriels se retrouvent maintenant au niveau individuel.

Ce détour théorique nous a permis de mieux comprendre ce qui déterminait l'assurabilité d'un risque. Il convient maintenant de s'intéresser aux risques sous-jacents qui déterminent l'assurabilité du risque dépendance. Dans un premier temps, nous nous intéresserons au risque d'incidence et au risque de durée qui relèvent tous deux de la démographie et de la médecine. La capacité à prévoir l'évolution de ces deux risques sous-jacents déterminera en grande partie l'assurabilité du risque dépendance.

### 3.3.2 Peut-on assurer le risque de dérive des coûts : le modèle de Cutler

#### Le modèle d'évolution des coûts

Cutler suppose que tous les individus seront exposés au risque de dépendance dans  $k$  années mais pas avant (Cutler 1993). Les individus ne sont soumis au risque de dépendance qu'en  $t + k$ . Cette hypothèse se vérifie bien d'un point de vue empirique. Les courbes qui décrivent l'évolution du taux de prévalence en fonction de l'âge montrent qu'il existe une période de  $k$  années, entre le moment où les personnes s'assurent et le moment où la probabilité de devenir dépendant augmente, pendant laquelle le risque d'être dépendant est très faible. Cette hypothèse se vérifie également du côté des assureurs. Les premiers assureurs qui ont proposé des contrats dépendance en 1985 ont de leur propre aveu une sinistralité encore faible à ce jour. Les cohortes qui ont souscrit ce contrat dès le lancement ne sont pas encore parvenues à des âges où les probabilités d'incidence augmentent fortement. Le coût global des soins long terme pour un individu  $i$  dans  $k$  années noté  $C_{i,t+k}$  peut donc se décomposer en un risque agrégé commun à l'ensemble des individus<sup>6</sup> dépendants à cette date et une composante individuelle<sup>7</sup>.  $C_{t+k}$

---

<sup>6</sup>On retrouve donc dans ce risque agrégé le coût moyen d'une journée en établissement de soin en  $t + k$  ou le coût moyen d'une heure d'aide à domicile en  $t + k$  ou encore la durée moyenne en dépendance en  $t + k$ .

<sup>7</sup>Ce coût individuel représente par exemple la durée en dépendance qui varie entre les individus.

représente le risque agrégé. C'est le coût moyen de la prise en charge dans  $k$  années par rapport à l'instant  $t$ .  $e^{\epsilon_i}$  représente la composante individuelle autrement dit l'écart par rapport au coût moyen dans  $k$  années.

Le coût des soins long terme pour un individu  $i$  dans  $k$  années peut donc s'écrire à l'instant  $t$  de la manière suivante :

$$C_{i,t+k} = C_{t+k} * e^{\epsilon_i} \quad (3.4)$$

$C_{t+k}$  représente donc le risque agrégé.  $\epsilon_i$  correspond à la composante individuelle et est considéré comme proche de 0. Le fait de recourir à une forme exponentielle permet de supposer  $\epsilon_i$  proche de 0 ce qui simplifie les calculs de Cutler présentés en annexe.

On suppose dans l'équation 3.4 que la variation réside dans le coût des soins dispensés par les établissements et non dans la tarification effectuée par les dirigeants des établissements de soins. Si l'augmentation des tarifs était uniquement due à une augmentation des profits, le risque pourrait ainsi être diversifié par l'assureur en possédant ou en contrôlant des établissements de soins. Or dans le modèle, l'évolution des coûts n'est pas liée à une évolution de la tarification. La possibilité pour les compagnies d'assurance, de prendre des participations dans les établissements de soins ne devrait pas régler le problème de couverture du risque dépendance.

Afin de simplifier le modèle, Cutler transforme les coûts à l'aide d'une fonction logarithme. Après plusieurs simplifications présentées en Annexe du chapitre 3, nous pouvons alors exprimer la variance du logarithme du coût individuel :

$$Var \left( C_{i, t+k}^{\ln} \right) = Var \left( C_{t+k}^{\ln} \right) + \sigma_{\epsilon_i}^2 \quad (3.5)$$

De manière similaire, pour une cohorte de  $N$  individus, la variance du logarithme du coût moyen en  $t + k$  s'écrit :

$$Var \left( C_{N, t+k}^{\ln} \right) = \underbrace{Var \left( C_{t+k}^{\ln} \right)}_{\text{risque agrégé}} + \underbrace{\frac{\sigma_{\epsilon_i}^2}{N}}_{\text{risque individuel}} \quad (3.6)$$

La simplification proposée par l'équation 3.6 est rendue possible par la transformation logarithmique du coût et parce que l'on suppose  $\epsilon_i$  proche de 0.

### Les résultats du modèle de Cutler

**Seul le risque individuel est mutualisable** L'étude de la variance nous permet d'aboutir à plusieurs résultats. A partir de l'équation 3.6, il apparaît que quand  $N$  augmente<sup>8</sup>,  $\frac{\sigma_\epsilon^2}{N}$  qui correspond au risque individuel diminue. Si l'on retient la variance du coût moyen comme mesure du risque, plus  $N$  augmente plus la part du risque total, qui dépend de l'écart à la moyenne, diminue. Le risque agrégé  $C_{t+k}$  ne dépend pas de  $N$ , il reste donc stable. La loi des grands nombre s'applique donc sur le risque individuel mais ne permet pas de mutualiser le risque agrégé. On retrouve ici une prédiction théorique classique.

Ceci signifie qu'à l'intérieur d'une cohorte, il ne peut pas y avoir d'assurance face au coût moyen des soins en établissement. Plus généralement ce sont les équations 3.5 et 3.6 qui vont donc déterminer l'offre d'assurance sur le marché du risque dépendance.

**Peut-on mutualiser le risque agrégé entre les différentes cohortes?** S'il existe un risque agrégé dans le coût supporté par chaque cohorte, une compagnie d'assurance peut essayer de mutualiser le risque entre plusieurs cohortes. Dans la gestion des contrats d'assurance-vie avec support en euros, les compagnies d'assurance-vie gèrent un risque agrégé (le risque d'un effondrement des marchés financiers) entre plusieurs cohortes de souscripteurs. Il est donc légitime de se demander si une mutualisation intercohorte est possible dans le cas de la gestion du risque dépendance. Afin de tester cette hypothèse, Cutler suppose que le logarithme des coûts agrégés de long terme est donné par la relation suivante :

$$C_{t+1}^{\ln} = \rho C_t^{\ln} + \eta_{t+1} \quad (3.7)$$

$\rho$  représente le coefficient d'autocorrélation entre  $C_{t+1}^{\ln}$  et  $C_t^{\ln}$ .

---

<sup>8</sup>  $N$  étant le nombre d'individus dans le portefeuille.



$\eta_{t+1}$  représente ici une innovation de coût à l'instant  $t + 1$ .  $\eta_{t+1}$  peut correspondre ici à un progrès technique dans la prise en charge qui s'impose à tous, une nouvelle loi qui impose un nombre d'infirmières par personne âgée plus important ou encore à l'augmentation du nombre moyen de jours passés en dépendance. Après plusieurs manipulations (cf Annexe du chapitre 3), Cutler aboutit à l'expression de l'écart type du logarithme du coût agrégé dans  $k$  années.

$$\sigma_{C_{t+1, t+k}^{\ln}} = \left[ \sum_{i=1}^k \left( \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j \right)^2 \right]^{1/2} * \frac{\sigma_{\eta}}{k} \quad (3.8)$$

L'équation 3.8 représente donc l'écart type du coût agrégé moyen calculé entre  $t + 1$  et  $t + k$ , pris en logarithme. A noter ici que la transformation logarithmique ne simplifie pas les calculs. Il est donc également possible de partir d'une série non transformée :

$$C_{t+1} = \rho C_t + \eta_{t+1} \quad (3.9)$$

et d'aboutir à la même formule de l'écart type du coût moyen sur  $k$  années :

$$\sigma_{C_{t+1, t+k}} = \left[ \sum_{i=1}^k \left( \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j \right)^2 \right]^{1/2} * \frac{\sigma_{\eta}}{k} \quad (3.10)$$

La seule différence réside dans les  $\rho$  estimés qui sont différents entre l'équation 3.7 et 3.9. A partir de l'équation 3.8 ou 3.10, on peut distinguer deux cas.

**1° cas : les coûts ne sont pas autocorrélés ( $\rho = 0$ )** Si les coûts ne sont pas corrélés dans le temps, la probabilité pour que  $\rho = 0$  est significative. La variance du coût moyen est alors égale à  $\frac{\sigma_{\eta}^2}{k}$ , expression qui décroît lorsque le nombre de cohortes  $k$  augmente. En effet si  $\rho = 0$ , l'expression  $\left( \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j \right)^2 = 1$ .

On a donc :

$$Var \left( C_{t+1, t+k}^{\ln} \right) = \frac{\sum_{i=1}^k \sigma_{\eta}^2}{k^2} = \frac{k \sigma_{\eta}^2}{k^2} = \frac{\sigma_{\eta}^2}{k}$$

Dans ce cas, la variance du coût moyen calculé sur plusieurs cohortes diminue avec le nombre de cohortes assurées  $k$ . Les assureurs supportent le risque d'un écart à la moyenne qui tend à diminuer plus le nombre de cohortes assurées augmente. Plus l'assureur assure de cohortes, plus il mutualise son risque. La loi des grands nombres s'applique et le risque de dérive des coûts devient assurable. **Dans le cas où les coûts agrégés ne sont pas corrélés, il est donc possible de procéder à une mutualisation intercohorte du risque agrégé.**

**2° cas : les coûts sont autocorrélés ( $\rho = 1$ )** Si  $\rho = 1$ , les coûts agrégés suivent une marche aléatoire. La variance du coût agrégé peut s'écrire :

$$Var\left(C_{t+1, t+k}^{\ln}\right) = \left(\frac{\sigma_{\eta}^2}{k^2}\right) \left(\sum_{i=1}^k i^2\right) \quad (3.11)$$

$\sum_{i=1}^k i^2$  est asymptotiquement équivalent à  $k^3$ . On peut donc réécrire 3.11 de la manière suivante :

$$Var\left(C_{t+1, t+k}^{\ln}\right) = \frac{\left[\sum_{i=1}^k \left(\sum_{j=0}^{i-1} \rho^j\right)^2\right] * \sigma_{\eta}^2}{k^2} \approx \frac{\sigma_{\eta}^2 * k}{k^2} = k * \sigma_{\eta}^2$$

A l'inverse du premier cas, le risque augmente avec  $k$ . Plus le nombre de cohortes augmente, plus le risque pour l'assureur augmente. **Dans ce cas, la mutualisation du risque entre plusieurs cohortes ne résoud en rien le problème du risque agrégé. Il apparaît d'après notre modèle que la faculté de réduire le risque agrégé en le mutualisant entre différentes cohortes décroît lorsque l'autocorrélation des coûts augmente.**

Une forte autocorrélation des coûts signifie que les chocs qui affectent les coûts ont un caractère permanent. L'influence des chocs ne diminue pas avec le temps. Par ailleurs, les innovations de coût notées  $\eta_{t+1}$  sont supposées non centrées. On suppose ici que le coût de prise en charge d'une année sur l'autre peut augmenter ou non mais qu'il ne peut pas diminuer. Ce phénomène peut s'apparenter à un effet de cliquet.

Dans le cas où la corrélation des coûts est significativement égale à 1, la mutualisation du risque entre les cohortes augmente le risque supporté par les assureurs. Si les risques sont

fortement corrélés entre eux, les assureurs se verront donc dans l'impossibilité de diversifier totalement le risque agrégé. Il convient donc d'évaluer  $\rho$  d'un point de vue empirique. Si sur les séries passées de coût on observe une forte autocorrélation des coûts, on pourra en déduire qu'il n'est pas possible de mutualiser le risque agrégé entre les différentes cohortes d'assurés. Le risque dépendance est alors partiellement non assurable. Dit autrement une composante du risque dépendance ne sera pas assurable. Cela expliquerait donc pourquoi les assureurs proposent des produits forfaitaires qui ne couvrent pas toute l'étendue du risque dépendance.

Pour cela nous nous intéresserons à des séries françaises de soins à domicile que nous comparerons aux résultats obtenus par Cutler sur les séries américaines de soins en établissement. Cela nous permettra donc de comparer l'évolution des coûts dans deux pays différents mais aussi pour deux types de prise en charge. Le risque agrégé ne se limite pas au risque d'évolution des coûts. Le risque agrégé existe également au sein du risque démographique. L'augmentation de la durée moyenne en dépendance participe au risque agrégé noté  $C_{t+k}$  dans le modèle de Cutler. Cependant, ce risque agrégé est difficile à reconstituer. Nous utiliserons donc l'évolution des coûts comme une proxy de l'évolution du risque agrégé et ceci pour au moins deux raisons.

- Le risque de coût représente la composante la plus volatile du risque agrégé si on le compare aux évolutions démographiques.
- Le risque agrégé contenu dans le risque démographique est déjà couvert par les contrats en rente. La composante du risque dépendance qui n'est pas couverte par les contrats actuels est bien le risque de coût. C'est donc *a priori* le risque d'évolution des coûts qui semble poser le plus de problèmes en matière d'assurabilité.

### **La méthode d'estimation**

Dans un premier temps, il convient de voir si la série de coût suit une marche aléatoire ce qui correspond à un processus DS (cf Annexe du chapitre 3). Une alternative intéressante au modèle de marche aléatoire consiste à montrer que les coûts sont stationnaires autour d'une tendance. Les coûts suivraient alors un processus TS. Leur non stationnarité serait de nature déterministe. Dans ce cas, il y aurait moins d'incertitude sur les coûts futurs que dans le modèle de marche aléatoire simple. Dans le modèle TS, la seule source de risque résiderait dans la divergence entre

les coûts et la tendance, qui serait stable à long terme. Un processus TS est donné par :

$$X_t = f_t + \eta_t$$

où  $f_t$  est une fonction déterministe du temps et  $\eta_t$  est un processus stationnaire. Dans le cas où  $f_t$  est une fonction polynomiale d'ordre 1 on a :

$$X_t = \gamma + t\beta + \eta_t \quad (3.12)$$

A l'opposé, dans le modèle de marche aléatoire, l'incertitude sur les coûts futurs augmente au fur et à mesure que l'horizon temporel s'allonge. Afin de tester la présence de racine unité ( $\rho = 1$ ), c'est à dire de tester une forte autocorrélation des coûts, Cutler a effectué des tests de Dickey-Fuller augmentés. Le test se base sur une complexification de l'équation suivante à partir de l'équation 3.12.

$$\log(C_t) = \alpha + \rho * \log(C_{t-1}) + t\beta + \delta + d(\log(C_{t-1})) + \eta_t$$

On introduit donc un retard sur la variable prise en différence représenté ici par l'opérateur  $d$  afin de contrôler la corrélation du résidu. Les évaluations empiriques permettent donc de tester les deux hypothèses décrites ci-dessous.

**Conjecture 2**  $H_0$  : *présence de racine unitaire.*

L'hypothèse nulle de différence stationnaire est  $\rho = 1, \beta = 0$ . Dans ce cas la série suit une marche aléatoire et n'est pas stationnaire.

**Conjecture 3**  $H_1$  : *les coûts sont stationnaires autour d'une tendance.*

On pose également comme hypothèse possible que les coûts soient stationnaires autour d'une tendance constante, éventuellement avec une composante autorégressive.

## Les résultats sur données américaines

**Les données de coût en établissement** Suite aux résultats du modèle, Cutler va vérifier empiriquement si les coefficients d'autocorrélation entre le coût agrégé de la dépendance aux différentes périodes sont significativement unitaires ou non. La notion de coût agrégé est complexe puisqu'elle comprend l'ensemble des coûts qui ne peuvent être mutualisés entre les individus. La question se pose donc de savoir quelle proxy du coût agrégé retenir. Le plus aisé est de retenir une variable du coût de la dépendance. En effet, des trois risques sous-jacents de la dépendance identifiés précédemment, le risque de coût est celui qui se rapproche le plus du risque agrégé  $C_t$  défini dans le modèle théorique. Cutler va donc s'employer à retenir des variables du coût de la dépendance et il va s'intéresser uniquement au coût de prise en charge en établissement.

Les données qui représentent le mieux les coûts en établissement aux Etats-Unis sont les données annuelles issues du programme Medicare. Au moment de l'étude seulement 21 observations étaient disponibles ce qui est insuffisant pour procéder à des estimations significatives. Cutler utilise d'autres données relatives au coût des soins médicaux issues des indices des soins médicaux CPI (Consumption Price Index), qui sont disponibles sur une longue période. On distingue donc :

1. Les soins médicaux CPI agrégés qui représentent un indice de l'évolution du coût des soins ;
2. Les biens utilisés en médecine à savoir les médicaments ainsi que le matériel médical ;
3. Les services utilisés en médecine (personnel médical et coûts hospitaliers) ;
4. Les indices des charges fixes relatives à la médecine ambulatoire ou aux cliniques de jour et aux chambres d'hôpital (ces deux composants faisant partie de la composante services médicaux). On s'intéresse ici aux frais hôteliers de la médecine.

Il est raisonnable de penser que les coûts de fonctionnement des établissements de soins sont proches de ceux d'un hôpital, bien que le coût d'une chambre d'hôpital comprenne également le coût de l'aide professionnelle (notamment l'aide professionnelle à domicile ou aide soignante) ainsi que le coût du matériel médical. On suppose que l'on peut assimiler frais hôteliers d'une

chambre d'hôpital et frais hôteliers d'une chambre en établissement de soins même si une partie du coût d'une chambre hospitalière s'explique par le coût de l'aide professionnelle aussi bien que par celui du matériel médical. Les données des soins médicaux CPI sont disponibles pour chaque année entre 1947 et 1991.

**Résultats sur données américaines** Les résultats obtenus sur les séries américaines montrent que les séries semblent non stationnaires et semblent suivre un processus DS (cf Annexe).

Ensuite, à l'aide des  $\rho$  estimés il est possible à partir de l'équation 3.8 de simuler ce que serait la variabilité du coût moyen dans  $k$  années. Pour cela on utilise différentes valeurs de  $\rho$  et les écarts types des résidus estimés sur les séries passées. Pour une compagnie d'assurance qui assurerait 20 cohortes et en retenant l'hypothèse de marche aléatoire ( $\rho = 1$ ), l'écart type du logarithme du coût moyen en institution serait de 14%.

Cutler explique donc que les assureurs proposent des contrats incomplets car ils n'arrivent pas à prévoir l'évolution du risque agrégé de dépendance. Comme les contrats sont incomplets (soit ce sont des contrats en rente soit ils plafonnent les prestations versées en montant ou en durée), les individus souscrivent peu. Le faible développement du marché ne s'expliquerait donc pas par des comportements de myopie face au risque mais bien par un comportement rationnel. Les contrats proposés ne couvrent pas l'intégralité du risque donc les individus ont rationnellement intérêt à ne pas les acheter. Cutler met en évidence l'incomplétude du marché de l'assurance dépendance et par suite le faible développement de ce marché. Par conséquent il préconise une prise en charge publique du risque dépendance.

Une seconde source de risque agrégé étudiée aux Etats-Unis réside dans le taux d'institutionnalisation (cf Annexe du Chapitre 3). Le taux d'institutionnalisation est assez faible aux Etats-Unis et l'aide à domicile est considérée comme moins coûteuse que l'aide en établissement. Une brutale augmentation du taux d'institutionnalisation entraînerait donc une brutale augmentation des coûts de prise en charge.

En France l'aide à domicile est moins coûteuse uniquement en cas de dépendance légère. En ce qui concerne la dépendance lourde c'est l'inverse. Par ailleurs, la prise en charge se répartit de manière à peu près équitable entre la prise en charge à domicile et la prise en charge en

établissement. Cette répartition reste relativement stable au cours du temps. Après une volonté forte de développer les établissements de soins on observe aujourd’hui un revirement politique vers une prise en charge à domicile. Par conséquent, le risque d’institutionnalisation en France n’apparaît pas comme une composante majeure du risque agrégé.

### 3.3.3 Les limites du modèle et des estimations obtenues

#### Limites du modèle

**Le recours à une transformation logarithmique des coûts** Cutler recourt systématiquement à une transformation logarithmique du coût afin de parvenir à une forme simplifiée de la variance comme l’indique l’équation 3.6. Cette transformation est intéressante car elle permet de bien distinguer le risque agrégé non mutualisable du risque individuel mutualisable. En revanche, il n’est pas nécessaire d’appliquer la transformation logarithmique lorsqu’on étudie la mutualisation intercohorte. Ce recours systématique à la transformation logarithmique rend plus difficile l’interprétation des résultats et notamment celle de l’écart type relatif à l’évolution des coûts. Comme l’indique Cutler, pour une compagnie d’assurance qui assurerait 20 cohortes l’écart type du logarithme du coût moyen  $\left(\sigma_{C_{t+1}, t+20}^{\ln}\right)$  en institution serait de 14%. Cependant ce résultat est difficile à interpréter dans la mesure où il s’agit de l’écart type du coût moyen pris en logarithme. Le passage de l’écart type du logarithme au logarithme de l’écart type n’est pas aisé. L’interprétation de ce résultat est donc difficile. Une solution serait de ne pas transformer la série à l’aide de la fonction logarithme, d’estimer les coefficients d’autocorrélation sur la série non transformée et de calculer  $\sigma_{C_{t+1}, t+20}$ . C’est la méthode que nous appliquerons dans notre estimation.

**L’indépendance entre le risque agrégé et le risque individuel** On suppose dans le modèle de Cutler que les variables aléatoires  $C_{t+k}$  et  $\epsilon_i$  sont indépendantes.

$$Cov(C_{t+k}, \epsilon_i) = 0$$

C'est une hypothèse forte dans la mesure où on peut envisager que plus le coût moyen augmente et plus la dispersion du coût individuel augmente ou inversement. Il est en effet possible d'envisager des phénomènes de compensation entre l'évolution du coût moyen et l'évolution du coût individuel. Le risque global pourrait donc être limité en raison de ces compensations. On peut par exemple imaginer qu'une large diffusion des techniques médicales et des techniques de prévention augmentent la durée moyenne en dépendance (et donc le coût agrégé), mais qu'en revanche cette large diffusion permette de resserrer la distribution du risque individuel autour du risque moyen.

**Le nombre d'individus par cohorte** Nous avons montré que les possibilités de mutualisation dépendaient à la fois du nombre d'individus  $N$  mais également du nombre d'années de décalage  $k$  entre l'instant  $t$  et le moment où le risque d'incidence sera élevé  $t + k$ . Cependant, le nombre d'individus assurés chaque année peut varier. Il est donc possible d'indicer  $N$  en fonction de  $k$ . Il est donc possible d'imaginer qu'en jouant sur le nombre de cohortes assurées  $k$  et le nombre d'individus par cohorte  $N_k$ , il soit possible de diminuer le risque agrégé. Le fait d'assurer moins d'individus au début et davantage à la fin ou l'inverse pourrait permettre de diminuer le risque global.

**Le choix des variables** Cutler ne dispose pas des séries de coûts en établissement sur une série suffisamment longue. Les proxys qu'il choisit à la place sont assez éloignées du coût de la dépendance. Ce sont essentiellement des données de santé qui peuvent à ce titre capturer des effets qui n'ont pas de réels rapports avec le coût de la dépendance. Le progrès médical, ou le recours aux soins peuvent ainsi fausser les estimations. Par ailleurs, le pouvoir explicatif du modèle est faible puisqu'on explique les évolutions des coûts uniquement par les coûts passés et non par d'autres variables.



## Limites des interprétations

Comme les séries de coûts retenues par Cutler suivent un processus DS, la mutualisation intercohorte n'est *a priori* pas possible. Cutler remarque à ce propos que cette faculté de mutualiser le risque entre plusieurs cohortes successives et donc d'opérer *ex post* des transferts intergénérationnels s'inscrit davantage dans la tradition des assurances sociales (c'est le cas notamment d'une assurance vieillesse gérée par répartition) plutôt que dans celle de l'assurance privée. La prise en charge du risque par les pouvoirs publics peut se faire selon deux modalités :

- la répartition ;
- la mise en place d'un fond de réserve.

Cutler conclut son étude en avançant que si le risque dépendance n'est pas assurable par le marché en raison de la présence d'un risque agrégé, il convient aux pouvoirs publics de le prendre en charge. Cette interprétation est cependant à nuancer et ceci pour au moins trois raisons :

- La répartition rencontre également des difficultés face au risque long ;
- La mise en place d'un fond de réserve ne voit pas son efficacité nécessairement augmenter s'il est géré par les pouvoirs publics ;
- Le marché peut lui aussi mutualiser des risques entre plusieurs cohortes d'assurés.

**La gestion par répartition** Dans le cas de la répartition, les prestations versées au titre d'une année correspondent aux cotisations perçues la même année. Si les Français cotisent aujourd'hui cela leur ouvre des droits qui vont générer dans 15 ou 25 ans des prestations dont le coût aura fortement progressé. Si l'on prend en compte la structure de la pyramide des âges (papy-boom) et l'allongement de l'espérance de vie, cet horizon de 15 à 25 ans correspond à une période où les enfants du baby boom rentreront dans une période où les taux de prévalence sont habituellement élevés. Si on prend la progression moyenne des coûts en établissement aux Etats-Unis (8,3%) et des coûts d'aide à domicile en France (6,42%), on obtient un taux de croissance moyen de 7,36%<sup>9</sup>. Le coût de prise en charge sera quasiment multiplié par 3 dans 15

---

<sup>9</sup>Il s'agit ici des tarifs nominaux et non de l'évolution des tarifs retraités de l'inflation. Nous ne disposons pas du taux de croissance moyen des tarifs déflatés pour les séries américaines.

ans (2,902) et par 6 dans 25 ans (5,903). Cette augmentation sera certainement supérieure à l'augmentation du PIB. Dans le même temps, les cotisations auront au mieux doublé. Il semble difficile de multiplier les cotisations par 6 d'ici 25 ans. On pourrait alors se retrouver dans la même situation qu'avec les retraites c'est à dire être contraint d'augmenter les cotisations et diminuer les pensions. **Pour résumer, la dérive des finances publiques n'est pas préférable à l'insolvabilité présumée des compagnies d'assurance.** Qu'il soit couvert par les pouvoirs publics ou par le marché, le statut de risque long nécessite un pré-financement sous forme de provisions.

**L'alternative du fond de réserve** Pour faire face aux coûts futurs, la cinquième branche de sécurité sociale devrait mettre en réserve une forte proportion de ses ressources annuelles afin de provisionner les dépenses de dépendance des générations du papy-boom. Cependant, cette option semble difficile et ceci pour au moins trois raisons.

1. En premier lieu, cela semble difficile de mettre en réserve une part importante des cotisations annuelles compte tenu des besoins immédiats. L'APA rencontre déjà des difficultés de financement, notamment dans certains départements.
2. En second lieu, il est rare que les responsables politiques décident de ne pas redistribuer les cotisations afin que leurs successeurs héritent de la situation la meilleure qui soit.
3. Enfin, la gestion d'actif n'est pas le "coeur de métier" de la sécurité sociale. Or le fait de mettre de côté une partie des cotisations nécessite de les placer. Le manque à gagner sur 15 ans, de fonds non investis est en effet considérable et limiterait le recours à un système de type fond de réserve. Par ailleurs, le taux de croissance des coûts est plus proche du rendement des actions sur longue période. Des travaux empiriques ont en effet montré que le taux de rendement moyen réel de l'indice S&P sur la période 1870-2000 était de 8,91% alors que sur la même période le rendement de l'actif sans risque était de 3,24% (Mehra & Prescott 1985) (Fama & French 2002). Même si ces résultats sont à nuancer notamment sur la période 1951-2002, il n'en demeure pas moins que la prime de risque reste conséquente. Il serait donc *a priori* plus intéressant d'investir une partie des

cotisations en actions puis de diminuer progressivement cette part au fur et à mesure que l'on se rapproche du moment où les générations nombreuses atteignent les âges élevés.

**La mutualisation intercohorte par le marché** Le marché peut également effectuer des mutualisations intercohortes. Les produits d'assurance vie investis sur des supports en euros effectuent un lissage de la rentabilité des actions entre les générations ce qui revient *ex post* à un transfert intercohorte. La personne qui souscrit un contrat lorsque la bourse est au plus bas va nécessairement redistribuer une partie de ses gains vers ceux qui ont souscrit lorsque les cours boursiers étaient au plus haut. Cet exemple permet de rappeler que le transfert intercohorte du risque n'est pas l'apanage des pouvoirs publics. Le risque long de la dépendance présente des inconvénients mais également des opportunités pour un assureur. Durant une période suffisamment longue (15 à 25 ans), il sait que les taux de sinistres vont être faibles. Cela incite donc à une gestion d'actif adaptée à cette particularité du passif d'assurance. La gestion par répartition semble moins à même de bénéficier de ce décalage temporel. Enfin, l'intérêt du recours à l'assurance dans la gestion du risque dépendance réside également dans l'effort des assureurs en terme de prévention.

Il ne s'agit pas ici de montrer que la couverture du risque agrégé par le marché est aisée, mais plutôt de rappeler que ce n'est pas parce qu'il existe un risque agrégé que la prise en charge par l'Etat est nécessairement plus efficace. Qui plus est, le fait de ne pas pouvoir assurer face au risque agrégé n'empêche pas une assurance du risque individuel. *A priori* même ce risque agrégé semble assurable en capitalisation sur longue période en utilisant les rendements supérieurs des marchés financiers sur longue période. A charge ensuite aux pouvoirs publics de trouver la meilleure articulation entre l'assurance et l'assurance sociale, qui elle a davantage vocation à se concentrer sur les besoins immédiats des populations les plus vulnérables.

Dans sa démonstration Cutler faisait de ce problème d'assurabilité du risque agrégé la raison principale du faible développement du marché de l'assurance dépendance américain. Pourtant le marché de l'assurance dépendance semble pour l'instant plus dynamique en France qu'aux Etats-Unis même s'il reste faiblement développé par rapport à certains marchés comme celui de la complémentaire santé. Il semble donc que les difficultés d'assurabilité posées par ce

nouveau risque ne soient pas la cause principale du faible développement du marché américain. Derrière cet argument de l'assurabilité se cache peut-être une différence dans la nature de la complémentarité entre assurance sociale et assurance privée qui n'est pas la même de part et d'autre de l'Atlantique. En effet, aux Etats-Unis, existe de par la réglementation, des effets de substitution entre assurance privée et assurance publique contrairement à la France, ce qui rend moins attractifs les produits d'assurance dépendance pour un résident américain.

D'autres raisons du côté de l'offre peuvent expliquer le développement limité du marché de l'assurance dépendance (degré de concurrence entre les offreurs, portabilité du contrat, etc...). Le produit dépendance rencontre notamment des difficultés en matière de distribution. Pour un réseau de distribution de produits d'assurance, le produit dépendance est peu rentable. Il nécessite un temps d'explication assez long et une bonne connaissance du risque. En revanche les commissions perçues par le réseau sont souvent insuffisantes au regard du temps passé avec le client. Associer dépendance et retraite dans un même contrat permettrait ainsi de limiter ces problèmes de distribution. L'offre rencontre également des difficultés d'un point de vue fiscal. En comparaison avec les produits d'assurance-vie ou même de retraite (PERP), l'assurance dépendance est peu intéressante d'un point de vue fiscal. L'effort d'épargne de toute une vie devrait pouvoir être transformé en garantie dépendance sans pénalité fiscale (Vasselle 2008).

### **3.4 Présentation des données du coût de l'aide à domicile**

En nous inspirant de la méthode appliquée par Cutler, nous allons étudier l'assurabilité du coût de la dépendance dans le cadre d'une prise en charge à domicile. Cependant, avant de mener des comparaisons entre ces deux pays, il convient de rappeler que la mesure des prix de la santé en France présente certaines différences avec la situation américaine (cf Annexe chapitre 3). Nous retenons également comme proxy du coût agrégé, une variable du coût de la dépendance. Contrairement à Cutler, nous allons nous intéresser principalement au coût de la prise en charge à domicile et ceci pour deux raisons.

1. Les coûts de prise en charge en établissement ne sont disponibles que sur une dizaine

d'observations, ce qui est très insuffisant pour procéder à des tests de stationnarité<sup>10</sup>.

2. Le fait de s'intéresser à la prise en charge à domicile apporte un élément nouveau par rapport à l'étude de Cutler. La question est de savoir si le risque dépendance, s'il est pris en charge à domicile est plus ou moins assurable par rapport à la prise en charge en établissement. Cette question est d'autant plus d'actualité que l'on observe depuis plusieurs années une priorité donnée à la prise en charge à domicile dans l'ensemble des pays de l'OCDE (OECD 2005).

### 3.4.1 Les variables CNAV et CNAV semi annuel

L'association "Les Amis", située dans le 17ème arrondissement de Paris, est spécialisée dans la prise en charge à domicile des personnes dépendantes. Son rôle consiste, moyennant le paiement d'un tarif horaire, à fournir des soins à domicile pour les personnes ayant perdu partiellement, voire totalement, leur autonomie. Ce tarif horaire acquitté par la personne dépendante ou son tuteur se décompose en plusieurs sous-catégories : salaires, charges sociales et exonérations accordées par les pouvoirs publics ou subventions. Il s'agit du tarif horaire facturé au client pour la prise en charge à domicile. Il est exprimé en euros et n'est pas corrigé de l'inflation. L'association "Les Amis" (à but non lucratif) tarifie donc au coût horaire réel la prise en charge d'une personne dépendante. Le prix fixé est le résultat de négociations entre la CNAV et l'association. Chaque année, l'association et la CNAV analysent l'augmentation des coûts et décident d'un tarif semestriel. Ce tarif retrace relativement bien l'évolution des coûts. Il ne peut pas être trop élevé par rapport au coût réel sinon l'association ferait des bénéfices ce qui serait contraire à ses statuts. La CNAV a donc intérêt à contenir les coûts. Il ne peut pas être trop inférieur au coût réel car sinon l'association ferait faillite. Or la CNAV n'a aucun intérêt à ce que les associations de ce type fassent faillite car elle ne dispose pas de réelles alternatives en matière de prestation de soins. Afin de travailler avec une série de valeurs homogènes et comparables, il convient tout d'abord d'effectuer un ensemble de retraitements relatifs aux différents

---

<sup>10</sup>Suite aux discussions que nous avons pu avoir avec Pascal Champvert, directeur d'une maison de retraite et président de l'ADEHPA, l'une des associations regroupant les directeurs de maisons de retraite qui nous a confirmé le peu d'observations concernant l'aide en établissement, nous avons décidé d'abandonner cette piste.

types d'exonérations de charges induites par les décisions gouvernementales successives afin de constituer un "prix brut" de la prise en charge. Ces retraitements sont détaillés dans l'Annexe du chapitre 3. Les observations semestrielles sont comprises entre 1986 et le second semestre 2007 inclus, soit au total 44 observations qui sont représentées sur la figure 3-5. Nous disposons également de données annuelles à partir de l'année 1974, date de création de l'association. Nous pouvons donc constituer une seconde série annuelle entre 1974 et 2007 soit 33 observations représentées sur le graphique 3-6.

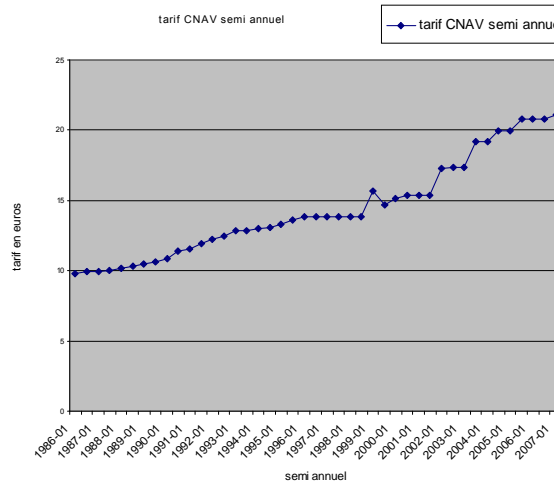


FIG. 3-5 – Tarif CNAV semi annuel nominal. Source : Association "Les Amis"

### 3.4.2 La variable "salaire d'auxiliaire médical débutant à domicile"

Cette série correspond au salaire horaire net de charges sociales qui est versé à une aide à domicile débutante. Il représente un coût fixe et ne prend en compte ni le paiement des frais de transports, ni celui des heures de réunions, ni les autres coûts supplémentaires éventuels. Ce salaire ne s'applique pas aux aides à domicile diplômées ou à celles possédant une certaine expérience professionnelle. À noter que la majorité du personnel est constitué d'aides à domicile débutantes. Ce salaire est exprimé en euros et n'est pas corrigé de l'inflation, les observations

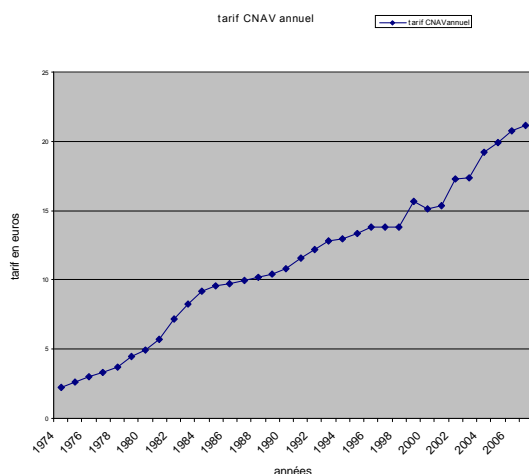


FIG. 3-6 – Tarif CNAV annuel. Source : Association "Les Amis"

annuelles s'étalent de 1979 à 2007 inclus, soit au total 28 observations représentées par le graphique 3-7. Les coûts de la prise en charge à domicile sont en effet en majeure partie constitués de frais de personnel. Les frais de personnel représentent 80% des coûts des SSIAD<sup>11</sup> et plus de 90% des tarifs des EHPAD (Gisserot 2007). Par ailleurs, 92% des sommes allouées dans le cadre des plans d'aide de l'APA financent des aides en personnel (Weber 2006). Le salaire d'une aide à domicile débutante est donc particulièrement représentatif du coût de la prise en charge à domicile.

Cette variable connaît donc un taux de croissance moyen de 5,38% en valeur nominale depuis 1979 ce qui reste encore inférieur au taux de croissance des soins en établissements aux Etats-Unis. Son taux de croissance annuel moyen en valeur réelle est en revanche de 1,32%. A noter que le Centre d'Analyse Stratégique prévoit un triplement des coûts de personnel totaux dans le champ de la prise en charge à domicile entre 2005 et 2025 (soit une augmentation moyenne de 5,8% par an) et un doublement des coûts de personnel en établissement sur la même période (soit une augmentation moyenne de 3,7% par an) (CAS 2006) ce qui est très proche des résultats obtenus sur nos séries.

<sup>11</sup>Les Services de Soins Infirmiers A Domicile (SSIAD) ont été créés dans les années 1970 et se sont développés surtout au début des années 1980 avec la mise en place de la politique d'aide au maintien à domicile des personnes âgées. Ils constituent un élément important de la prise en charge infirmière à domicile de personnes âgées voire très âgées, malades et le plus souvent dépendantes pour la réalisation des actes essentiels de la vie quotidienne.

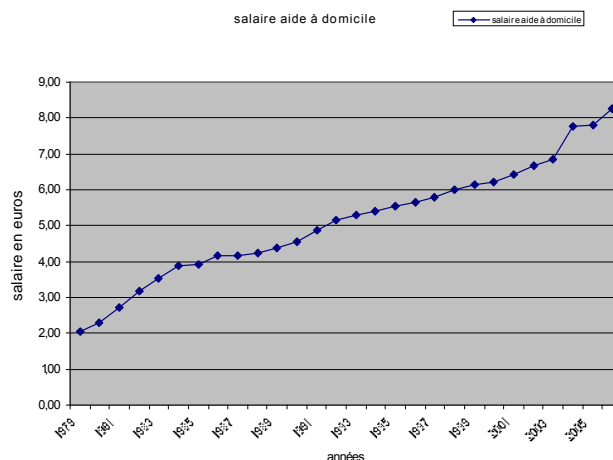


FIG. 3-7 – Salaire d’une aide à domicile débutante. Source : Association "Les Amis"

Une caractéristique du risque dépendance est que sa gestion est privée des principaux paramètres permettant de contrôler l’évolution de sa dépense. Les facteurs qui vont déterminer l’évolution du coût de la dépendance ne sont pas propres au secteur considéré et relèvent des décisions des politiques de l’emploi. On peut ainsi distinguer :

- le niveau du SMIC ;
- les conventions collectives du secteur de l’aide à domicile ;
- le développement de la formation professionnelle ;
- les politiques d’exonérations de charges sociales et les contrats aidés.

Dans ces conditions, il apparaît difficile pour les pouvoirs publics comme pour les assureurs d’exercer un contrôle efficace des dépenses. Il s’agit donc de répondre à une double exigence : éviter la surqualification du personnel afin de ne pas diminuer le pouvoir d’achat de l’APA ou des rentes dépendance versées par les assureurs et dans le même temps rendre le métier d’aide à domicile suffisamment attractif afin d’éviter des situations de pénurie de main d’oeuvre et proposer une qualité de soins acceptable. A noter que toute augmentation du SMIC aura un effet mécanique sur le salaire des aides à domicile.



### **3.4.3 Transformation des séries**

Ces séries brutes vont devoir subir deux types de transformation avant de procéder à l'étude de leur stationnarité. La première consiste à déflater les séries. Nous souhaitons en effet séparer le phénomène de l'inflation de l'évolution des coûts. La forte inflation des années 70 a eu un impact positif sur les coûts d'aide à domicile. Nous souhaitons étudier la série indépendamment des phénomènes monétaires qui par nature s'appliquent à tous et pas seulement à l'assurance dépendance. Ensuite nous appliquons une transformation logarithmique à la série tout comme Cutler. Par rapport à la série en niveau, les taux de croissance sont considérés comme proches de 0. Nous appliquerons les tests à chaque fois sur la série transformée mais également sur la série non transformée. A noter que la transformation logarithmique ne fausse pas l'étude de la stationnarité.

## **3.5 Jusqu'où peut-on repousser la frontière de l'assurabilité : résultats des estimations et prévisions**

Suite à un travail réalisé précédemment (Nouet & Plisson 2007), nous estimons ci-après une prévision du risque agrégé et nous étudions la relation de cointégration qu'il peut entretenir avec d'autres agrégats économiques.

### **3.5.1 Tests de stationnarité sur les coûts d'aide à domicile en France**

L'étude des corrélogrammes nous indique qu'à partir du 3ème retard sur la série logarithme du salaire réel, les coefficients d'autocorrélation ne sont plus significatifs. Sur la série logarithme du tarif CNAV semi annuel les coefficients d'autocorrélation ne sont plus significatifs à partir du 6ème retard. Sur la série logarithme du tarif CNAV annuel réel, les retards ne sont plus significatifs à partir du 5ème retard.

## Test de Dickey-Fuller augmenté

Afin de tenir compte d'une éventuelle autocorrélation des erreurs, on introduit un nombre  $p$  de retards sur la variable endogène. On a donc recours au test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF). Ce test va nous permettre de décider si le processus est stationnaire ou non et s'il est non stationnaire, s'il est de type TS ou DS. Ce test peut se décomposer en trois étapes.

1. La première consiste à déterminer le nombre de retards  $p$  retenus sur la variable en différence.
2. La seconde consiste à choisir un modèle avec constante, tendance ou ni l'une ni l'autre.
3. Nous pourrions alors conclure sur la stationnarité du processus.

**Détermination du nombre de retards** Il existe 3 méthodes couramment admises pour déterminer le nombre de retard d'un test ADF. La première consiste à étudier les autocorrélations partielles de la série  $\Delta C_t$ . On retient alors comme nombre de retard, le retard correspondant à la dernière autocorrélation partielle significativement différente de 0. La seconde consiste à retenir les modèles qui minimisent les critères d'information d'Akaike et de Schwarz. La troisième suggérée par Campbell et Perron (1991) consiste à fixer une valeur maximale pour  $p$ , appelée  $p_{\max}$ . On estime alors le modèle de régression du test ADF et l'on teste la significativité du terme  $\Delta Y_{t-p_{\max}}$ .

La première et la troisième méthode nous amènent à partir des corrélogrammes à retenir un retard  $p = 0$  sur les séries CNAV et salaire (Annexe du chapitre 3). Cela revient à tester un modèle de Dickey-Fuller simple. En ce qui concerne la variable CNAV semi annuel, l'étude du corrélogramme en différence première nous conduit à retenir un retard  $p = 1$ .

**Stationnarité du processus** Lorsque le modèle est significatif, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse de racine unitaire et ceci pour les 3 séries de coûts comme l'indique le tableau 3.1. L'hypothèse  $H_0$  testée ici correspond au cas où la série admet une racine unitaire. La colonne Prob. du tableau correspond ici à la probabilité que la série admette une racine unitaire<sup>12</sup>.

---

<sup>12</sup>Pour des informations complémentaires sur les estimations, voire l'annexe du chapitre 3.

	Avec transformation log		Sans transformation log	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
Cnav semi	-2,081024	0,5410	3,031728	0,9988
Cnav	-2,669947	0,2546	2,426626	0,9956
Salaire	2,290521	0,9931	-2,233802	0,4569

TAB. 3.1 – Test ADF sur série transformée et non transformée

Les séries de coûts d'aide à domicile semblent donc suivre un processus DS tout comme les résultats obtenus sur les données américaines. La variance de la mutualisation intercohorte n'est donc pas constante, elle croît avec le nombre de cohortes assurées. Nous trouvons donc des résultats similaires à ceux de Cutler. Nous pouvons alors estimer l'écart type du risque agrégé en suivant la même méthode.

### Estimation du risque de dérive des coûts

Il convient de s'intéresser à l'écart type du résidu de la régression suivante :

$$C_t^{\ln} = \alpha + \rho * C_{t-1}^{\ln} + \eta_t$$

L'écart type du résidu  $\sigma_\eta$  peut s'interpréter comme l'incertitude moyenne qui caractérise les innovations de coûts. Plus cet écart type est important, plus la série présente une probabilité élevée de connaître une forte augmentation d'une année sur l'autre. Si on retient la série CNAV semi qui présente le nombre d'observations le plus élevé, on obtient un écart type de l'innovation  $\sigma_\eta=3,33\%$ . L'écart type du résidu d'une année sur l'autre est donc inférieur à celui observé sur les données américaines qui était de 5,2%. Il est donc possible maintenant d'essayer de prévoir ce que serait le risque agrégé moyen sur 20 cohortes à partir de la variation des résidus passés. Nous remplaçons donc dans la formule 3.8 les valeurs  $\rho$ ,  $\sigma_\eta$  par les valeurs estimées sur les séries passées. Nous simulons l'écart type du risque agrégé pour différentes valeurs de  $k$  comme l'indique le tableau 3.2.

	$\hat{\rho}$	$\hat{e}$	Horizon temporel $k$					
			5	10	15	20	25	30
$\sigma_{C_{t+1}, t+k}$								
Avec transformation log								
Cnav semi	0,99072	0,03344	2,57%	2,33%	2,28%	2,26%	2,25%	2,23%
Cnav	0,95386	0,03981	2,99%	2,61%	2,48%	2,39%	2,31%	2,24%
salaire	1,00250	0,02984	2,32%	2,12%	2,10%	2,10%	2,11%	2,11%
DS	1	0,02984	2,31%	2,11%	2,09%	2,08%	2,08%	2,09%
Sans transformation log								
Cnav semi	1,00836	0,38614	30,08%	27,68%	27,58%	27,75%	27,97%	28,20%
Cnav	1,02062	0,14243	11,19%	10,42%	10,50%	10,69%	10,89%	11,11%
salaire	1,01328	0,07433	5,81%	5,37%	5,38%	5,43%	5,50%	5,57%
DS	1	0,07433	11,03%	10,07%	9,96%	9,94%	9,95%	9,96%
Les valeurs sont								

TAB. 3.2 – Prévisions de l'écart type du risque agrégé

Les résultats obtenus sont ici très différents de ceux obtenus par Cutler. L'écart type du risque agrégé est assez faible et ceci pour toutes les séries. Il était de 14% à un horizon de 20 ans chez Cutler pour  $\rho = 1$  avec transformation logarithmique. Selon nos estimations, il varie entre 2,10 et 2,26%. Même lorsqu'on prend  $\rho = 1$ , il varie très peu et tend même à diminuer à mesure que l'horizon temporel augmente, ce qui irait à l'encontre des prévisions du modèle théorique puisque l'écart type devait augmenter avec le nombre de cohortes en cas d'autocorrélation des coûts. La marge d'erreur semble beaucoup plus faible que ce que les travaux américains pouvaient laisser penser. Et surtout elle ne semble pas augmenter avec l'horizon temporel. On peut ensuite simuler ce que serait l'écart type du coût agrégé intercohorte sans passer par la transformation logarithmique. On estime alors la relation 3.13 sans appliquer la transformation logarithmique.

$$C_t = \alpha + \rho * C_{t-1} + \eta_t \quad (3.13)$$

Les résultats présentés dans le tableau 3.2 sont contrastées. Les séries de coût passés sont

donc non stationnaires et ne suivent pas non plus un processus TS. Cependant, l'écart type des résidus est plus faible que ceux obtenus sur données américaines lorsqu'on considère les séries transformées. Cela peut s'expliquer par plusieurs raisons :

- le fait que l'on s'intéresse à l'aide à domicile plutôt qu'à la prise en charge en institution ;
- les différences entre pays ;
- la qualité des variables retenues.

Fait troublant, on n'observe pas une augmentation significative du risque (mesuré ici par  $\sigma_{C_{t+1}, t+k}$ ) avec l'augmentation du nombre de cohortes. Le risque ne semble pas augmenter avec le nombre de cohortes et diminue même sur certaines séries comme on peut l'observer sur la figure 3-8. Par conséquent l'argument selon lequel l'assureur ne pouvait pas mutualiser le risque agrégé entre plusieurs cohortes perd de sa force.

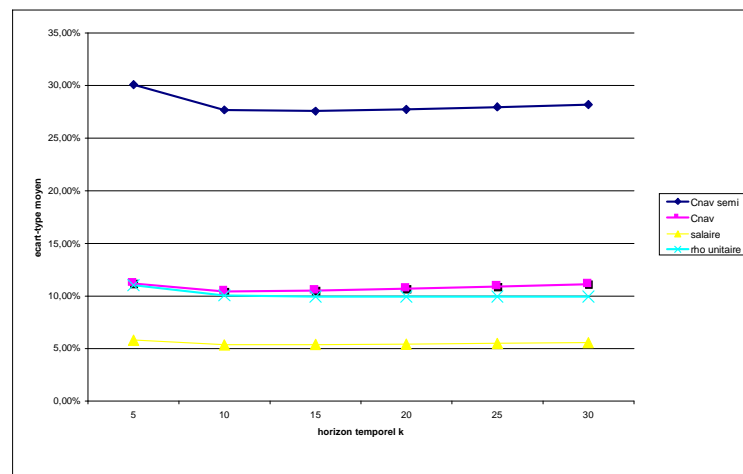


FIG. 3-8 – Evolution de l'écart-type moyen (sans log) avec l'horizon temporel

Si le risque agrégé moyen n'augmente pas avec l'horizon temporel, cela signifie qu'il est possible de repousser la frontière de l'assurabilité. Il serait donc possible que les assureurs couvrent l'intégralité du risque à condition qu'ils couvrent l'aide à domicile. Les produits forfaitaires pourraient donc à terme proposer de plus en plus de services. On peut imaginer des produits qui garantissent un certain nombre d'heures par mois auxquels s'ajoute une rente. Si les produits garantissent contre le risque agrégé, les individus auront rationnellement intérêt à les acheter.

Nous pouvons maintenant essayer d'améliorer notre prévision du risque agrégé en recourant à des modèles de type *ARMA*.

### 3.5.2 Prévision de l'évolution du risque de dérive des coûts

L'objectif de cette partie est d'étudier dans quelle mesure il est possible d'estimer un modèle de type *ARMA* sur les séries de coûts afin de prévoir l'évolution de ces séries. La capacité à prévoir l'évolution du coût de prise en charge avec un intervalle de confiance raisonnable a un effet sur l'assurabilité du risque. Si l'assureur peut prévoir l'évolution du coût avec un intervalle de confiance suffisamment restreint, il pourra alors tarifer des contrats même en présence d'un risque long.

L'intérêt du modèle *ARMA* est qu'il est a-théorique. Il ne renvoie à aucune théorie économique sous-jacente. Les résultats du modèle ne dépendent pas d'hypothèses théoriques. En revanche, le pouvoir explicatif de ces modèles est faible. Cependant, comme nous nous intéressons ici uniquement à la prévision de la série de coût, il semble tout à fait approprié. Nous ne testons pas ici un modèle particulier. Le recours à la transformation logarithmique n'est donc pas nécessaire. Cela nous permettra ainsi de pratiquer des prévisions en niveau, beaucoup plus parlantes que les prévisions en log ou en différence. Dans une première partie nous expliquerons la méthode d'estimation appliquée à la série CNAV semi annuel prise en logarithme, ainsi que les critères de choix de modèle. Ensuite nous résumerons les différents résultats obtenus à l'aide du test proposé par E-Views sur les séries non transformées, afin de faciliter la prévision.

#### Définition d'un modèle *ARMA*

Un modèle *ARMA* est un modèle économétrique unidimensionnel avec deux composantes, une composante autorégressive (*AR*) et une composante qui représente la moyenne des erreurs (*MA*). Un *ARMA* ( $p, q$ ) :  $X$ , avec  $p$  et  $q$  entiers se présente sous la forme suivante :

$$Y_t = \underbrace{\phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p}}_{\text{composante } AR(p)} + \underbrace{\epsilon_t + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \theta_2 \epsilon_{t-2} + \dots + \theta_{t-q} \epsilon_{t-q}}_{\text{composante } MA(q)}$$

Les modèles *ARMA*, introduit par Box et Jenkins permettent de représenter un grand nombre de processus économiques et financiers (Box & Jenkins 1970). Ils présentent la particularité de ne renvoyer à aucune théorie sous-jacente. Ils permettent uniquement de prévoir une série en fonction de ses valeurs passées et des valeurs présentes et passées du terme d'erreur. Dans notre étude, la série *X* représentera la première série de coûts qui sera au préalable retraitée pour préparer la modélisation.

La première composante *AR* est celle qui caractérise le plus l'évolution du processus car elle est fonction de retards relatifs à la variable elle-même, soit ici la variable coût. La deuxième composante, ou composante *MA*, est une fonction linéaire de différents retards relatifs au bruit. Notre processus *ARMA*(*p*, *q*) est fonction de la variable elle-même retardée entre 1 et *p* fois, et d'un bruit lui aussi retardé, jusqu'à *q* fois. Ce bruit qui représente une variable aléatoire génère notre processus : c'est à partir de la loi du bruit et des *p* premières valeurs de la variable étudiée que nous pouvons caractériser l'évolution de la variable coût. Le bruit, dans le cadre de notre modèle, est un bruit blanc gaussien, c'est-à-dire qu'il est de moyenne nulle, de variance constante, et suit une loi normale même si en pratique l'hypothèse de normalité est rarement satisfaite. Lors de la modélisation nous vérifierons que les hypothèses de non-autocorrélation et d'homoscédasticité du bruit sont respectées.

### Stationnarisation de la série

La modélisation d'un processus sous la forme *ARMA*(*p*, *q*) implique la recherche d'une estimation des coefficients *p* et *q*, ainsi que celle des coefficients structurels que sont les  $\delta_i$  avec *i* compris entre 1 et *p*, puis les  $\theta_j$  avec *j* compris entre 1 et *q*. Avant d'appliquer les règles d'identification du processus, nous devons nous assurer que la série est bien stationnaire. En effet, les coefficients seront estimés grâce à la méthode d'estimation classique des MCO. Si la

série modélisée n'était pas stationnaire, les coefficients estimés seraient de mauvaise qualité car, dans ce cas, leur estimation divergerait avec la taille de l'échantillon. Il convient donc d'abord de stationnariser la série avant la modélisation. Comme nous avons conclu que la série était de type DS, il convient d'appliquer un filtre aux différences premières puis d'analyser la stationnarité de la série différenciée. Les estimations présentées en annexe indiquent que la série  $d(C_t^{\ln}) = C_t^{\ln} - C_{t-1}^{\ln}$  est bien stationnaire ce qui revient à dire que la série CNAV semi est intégrée d'ordre 1. Nous allons ensuite estimer un modèle *ARMA* sur la série différenciée. Afin de déterminer le processus *ARMA* adéquat pour la modélisation de la série, Box et Jenkins ont suggéré une méthodologie en quatre étapes :

- identification ;
- estimation ;
- validation ;
- prévision.

**Identification** Cette première étape a pour objet de trouver les valeurs des paramètres  $p$  et  $q$  du processus *ARMA*. Une technique possible d'ajustement est d'analyser le corrélogramme de la série stationnarisée. L'analyse du corrélogramme conduit à ajuster un modèle *ARMA*(1, 1). En effet le corrélogramme indique que la première autocorrélation sort de l'intervalle de confiance, elle est donc significativement différente de zéro. A partir de l'ordre 2 les autocorrélations s'annulent. On en déduit  $q = 1$ . La première autocorrélation partielle sort également de l'intervalle de confiance, elle est donc significativement différente de zéro. On en déduit  $p = 1$ . Le modèle retenu peut donc s'écrire de la manière suivante :

$$\Delta C_t = \alpha + \phi_1 * \Delta C_{t-1} + \epsilon_t + \theta_1 * \epsilon_{t-1}$$

**Estimation** On applique ici la méthode d'estimation des MCO afin d'estimer les coefficients  $\phi_1$  et  $\theta_1$ . A noter qu'il est important de vérifier que les résidus estimés  $\epsilon_t$  représentent bien un bruit sans autocorrélations. Cette condition est vérifiée par l'analyse du corrélogramme associé



aux résidus. Nous estimons donc les trois processus  $AR(1)$ ,  $MA(1)$  et  $ARMA(1, 1)$  à l'aide de la méthode des MCO. Le tableau 3.3 indique que les modèles  $AR(1)$  et  $MA(1)$  présentent des coefficients significatifs. Par contre, le modèle  $ARMA(1, 1)$  n'est pas significatif. Deux processus restent donc candidats à la modélisation de la série CNAV semi, les modèles  $AR(1)$  et  $MA(1)$ .

Modèle	Variable	Coefficient	Proba
AR(1)	C	0.008362	0.0190
	AR(1)	-0.401220	0.0088
MA(1)	C	0.008536	0.0053
	MA(1)	-0.391170	0.0098
ARMA(1,1)	C	0.008571	0.0075
	AR(1)	-0.200368	0.5831
	MA(1)	-0.248477	0.4917

TAB. 3.3 – Estimation des modèles  $AR(1)$ ,  $MA(1)$  et  $ARMA(1,1)$

**Validation** Deux tests peuvent nous permettre de valider le modèle. Il faut ensuite retenir le meilleur modèle.

**Test de Ljung-Box** Un premier test pour départager les deux modèles  $AR(1)$  et  $MA(1)$  consiste à faire un test de Ljung-Box sur les résidus. Nous avons donc calculé la statistique de Ljung-Box pour un nombre de retards maximal  $H$  égal à 20. Pour cela il est nécessaire d'étudier l'autocorrélation des résidus d'un  $AR(1)$  et d'un  $MA(1)$ .

Pour les résidus du processus  $AR(1)$ , il apparaît que  $LB^{13}(20)=13,699$ . Sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation, cette statistique suit une loi du Khi-deux à  $(H-p-q)=(20-1-0)=19$  degrés de liberté. Au seuil statistique de 5%, la valeur critique de la loi du Khi-deux à 19 degrés de liberté est égale à 30,144. Puisque  $13,699 < 30,144$ , on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus. Le modèle  $AR(1)$  reste donc candidat. Pour les

<sup>13</sup>LB correspond ici au test de Ljung-Box.

résidus du processus  $MA(1)$ , on a  $LB(20)=10,706$ . Pour les mêmes raisons que précédemment on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus. Le modèle  $MA(1)$  reste donc candidat.

**Test ARCH** Il est ensuite possible d'appliquer un test *ARCH* afin de vérifier que les résidus de chacun des deux modèles sont bien homoscedastiques. Ce test consiste à régresser les résidus au carré sur une constante et leurs  $l$  valeurs passées comme l'indique la relation suivante :

$$e_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^l a_i e_{t-i}^2$$

On teste alors l'hypothèse nulle d'homoscédasticité

$$H_0 : a_1 = a_2 = \dots = a_l = 0$$

contre l'hypothèse nulle d'homoscédasticité conditionnelle stipulant qu'au moins un des coefficients  $a_i$ ,  $i = 1, \dots, l$  est significativement différent de zéro. Sous l'hypothèse nulle d'homoscédasticité, la statistique de test  $TR^2$ , où  $T$  est le nombre d'observations et  $R^2$  le coefficient de détermination associé à la régression, suit une loi du Khi-deux à  $l$  degré de liberté. Dans le cas présent, nous avons retenu un nombre de retards  $l = 1$  sur les deux modèles. Pour chacun des deux modèles, la valeur critique à laquelle doit être comparée la statistique de test  $TR^2$  est celle de la loi du Khi-deux à 1 degré de liberté, soit 3,841 au seuil statistique de 5%. Les résultats du test présentés dans le tableau 9.2 (en annexe) montrent que pour chacun des deux modèles, la valeur de la statistique de test est inférieure à la valeur critique. L'hypothèse nulle d'homoscédasticité ne peut donc pas être rejetée.

Les résidus des modèles  $AR(1)$  et  $MA(1)$  sont donc non autocorrélés et homoscedastiques. Ils sont donc dotés de bonnes propriétés statistiques. Ces deux modèles sont donc validés. Il convient maintenant de départager les modèles en fonction de leur pouvoir explicatif.

Critères de comparaison de modèles		
	AR(1)	MA(1)
$R^2$	0.159594	0.160813
$R^2_{ajusté}$	0.138584	0.140346
$RMSE$	0,030301846	0,029927694
$MAE$	0,02018641	0,019944709
$MAPE$	288,3502459	351,1236643
$Akaike$	-4,059978	-9,200071
$Schwarz$	-3,977232	-9,117325

TAB. 3.4 – Prévisions de l'écart type du risque agrégé

**Critères de comparaison de modèles** Le tableau 3.4 nous montre que le modèle  $MA(1)$  minimise les critères d'information<sup>14</sup> ainsi que l'erreur absolue moyenne et la racine de l'erreur quadratique moyenne. Il représente également un  $R^2$  et un  $R^2$  ajusté plus important. Le modèle  $MA(1)$  représenté par l'équation MA(1) semble donc plus pertinent.

$$C_t = 0.008536 + C_{t-1} + \varepsilon_t - 0.391170 * \varepsilon_{t-1} \quad (MA(1))$$

Cependant, comme les critères de comparaison de modèles sont proches et que la MAPE est plus importante dans le cas du modèle  $AR(1)$ , nous réaliserons également des prévisions à l'aide du modèle  $AR(1)$  représenté par l'équation AR(1).

$$C_t = 0.008362 - 0,401220 * C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (AR(1))$$

<sup>14</sup>RMSE correspond à la racine de l'erreur quadratique moyenne (Root Mean Squared Error).  $RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_t e_t^2}$ .

MAE correspond à l'erreur absolue moyenne (Mean Absolute Error).  $MAE = \frac{1}{T} \sum_t |e_t|$ .

MAPE correspond à l'erreur absolue moyenne en pourcentage (Mean Absolute Percent Error).  $MAPE = 100 \frac{1}{T} \sum_t \left| \frac{e_t}{\hat{y}_t} \right|$ .

Akaike correspond au critère d'information d'Akaike.

Schwarz correspond au critère d'information de Schwarz.

	salaire	CNAV semi	CNAV annuel
c	-	0,268184 (0,000)	-
AR(1)	-	-0,376191 (0,000)	-
c	-	0,268602 (0,000)	-
MA(1)	-	-0,324418 (0,0344)	-
c	0,183854 (0,000)	-	-
AR(1)	0,697730 (0,000)	-	-
MA(1)	-0,997102 (0,000)	-	-

TAB. 3.5 – Estimations des modèles AR(1), MA(1) et ARMA(1,1) sur les séries nominales

### Prévision

A l'aide du logiciel E-Views, nous avons ensuite testé directement les modèles  $AR(1)$ ,  $MA(1)$  et  $ARMA(1,1)$  en utilisant la commande prévue à cet effet. Les résultats sur les 3 séries apparaissent dans le tableau 3.5. Aucun modèle n'est significatif sur la série CNAV annuel.

Nous pouvons ensuite procéder à des prévisions de l'évolution des séries de coût jusqu'en 2040 à l'aide des modèles estimés. Ces prévisions sont représentées graphiquement sur les graphiques 3-9 et 3-10. Nous observons que l'intervalle de confiance à 95% représenté par les pointillés rouges ne croît pas de manière explosive au fil du temps.

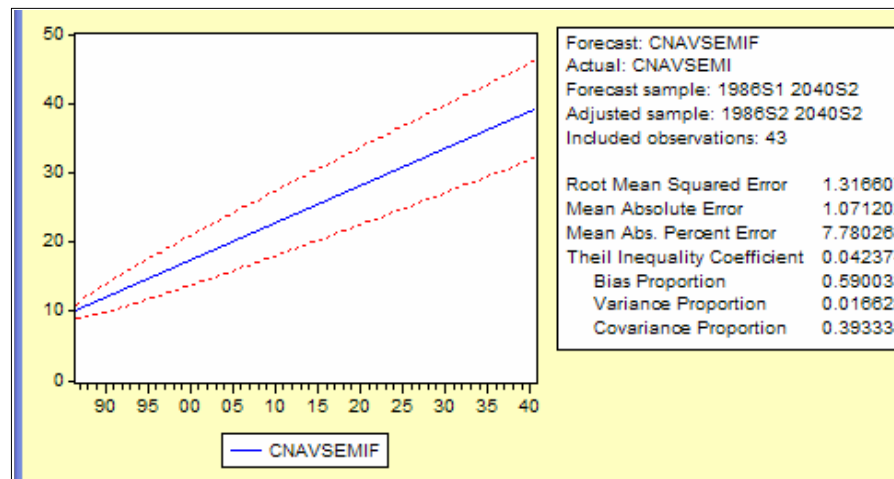


FIG. 3-9 – Prévision de la série CNAV semi

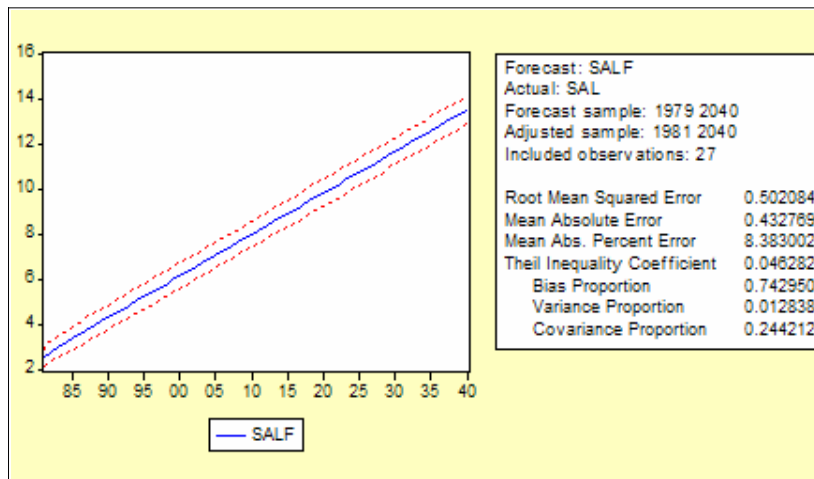


FIG. 3-10 – Préviation à partir de la série salaire

Le recours aux modèles *ARMA* a nécessité de différencier les séries afin de travailler sur des séries stationnaires. Cette opération de différenciation a cependant pour limite essentielle de masquer les propriétés de long terme des séries étudiées puisque les relations entre les niveaux de variables ne sont plus considérées. Afin de pallier ce problème, nous allons recourir à la théorie de la cointégration qui offre la possibilité de spécifier des relations stables à long terme entre le coût de prise en charge et d'autres variables tout en analysant conjointement la dynamique de court terme des variables considérées.

### 3.5.3 Existe-t-il une relation de long terme entre le coût de l'aide à domicile et le PIB ?

Nous avons montré qu'il était possible d'effectuer des prévisions à l'aide d'un modèle *ARMA* avec un intervalle de confiance raisonnable même si les séries de coûts suivent une marche aléatoire. On retient souvent comme image pour décrire une marche aléatoire, la démarche d'un homme ivre. Cependant, si certains actifs financiers peuvent suivre ce type de processus, on sent bien que le coût de la dépendance est nécessairement relié aux autres variables économiques. Le coût de la dépendance ne suit pas un processus explosif. Il est ancré dans la réalité économique.

Pour étudier cette relation entre le coût de la dépendance et d'autres agrégats économiques, nous avons choisi d'étudier la relation entre le coût de la dépendance et le PIB à l'aide d'un test de cointégration. Pour chaque série de coût nous avons sélectionné une série de PIB comportant le même nombre d'observations. Nous avons vérifié ensuite si les séries de PIB étaient bien intégrées d'ordre 1, tout comme les séries de coûts. Cette démarche est présentée dans l'annexe du chapitre 3. Comme précédemment nous allons adopter une double méthode. Dans un premier temps nous allons suivre la méthode en deux étapes proposée par Engle et Granger, puis dans un second temps nous utiliserons le test de cointégration de Johansen proposé par E-Views.

### La méthode de Engle et Granger

On s'inspire ici de la méthode en deux étapes proposée par Engle et Granger (1987). On estime tout d'abord la relation de long terme. Nous avons pu vérifier que les séries de coûts et de PIB étaient toutes intégrées d'ordre 1. Nous estimons par la méthode classique des MCO la relation 3.14.

$$Coût_t = \alpha + \beta PIB_t + z_t \quad (3.14)$$

Ensuite nous vérifions si les résidus  $\hat{z}_t$  de cette régression sont stationnaires. A noter que ce test d'absence de cointégration est basé sur les résidus estimés  $\hat{z}_t$  et non sur les vraies valeurs  $z_t$ . Les valeurs critiques tabulées par Dickey et Fuller ne sont donc plus utilisables. Il convient dès lors d'utiliser les valeurs critiques tabulées par Engle et Yoo (1987) ou par McKinnon (1991). La valeur critique tabulée par Engle et Yoo lorsqu'on étudie 2 variables sur 50 observations avec un nombre de retard  $p = 4$  est de -3,29. Fait troublant, la sortie 3.6 nous montre que la série est non stationnaire, si on retient les valeurs critiques ADF standards. Par contre si on retient la valeur critique proposée par Engle et Yoo, l'hypothèse de racine unitaire n'est plus rejetée. Les résidus ne sont donc plus stationnaires et les variables CNAV et PIB74 ne sont donc plus cointégrées. Mais cela peut s'expliquer par le faible nombre d'observations.

Ce n'est pas le cas en ce qui concerne la variable CNAV semi ni sur la série SALAIRE. Les résidus sont non stationnaires, que l'on retienne les valeurs critiques standards des tests ADF ou les valeurs de Engle et Yoo. En revanche, les résidus obtenus à partir de la régression du

		t-Statistic	Prob.*
ADF		-2.161583	0.0314
Test critical values	1% level	-2.636901	
	5% level	-1.951332	
	10% level	-1.610747	
* Mac Kinnon (1996) one sided p-values			
Hypothèse nulle : la série résidu admet une racine unitaire			

TAB. 3.6 – Test de cointégration de Johansen proposé par E-Views

PIB sur le salaire ne sont valables que pour la valeur critique à 10%. Il apparaît donc qu’avec la méthode manuelle, une série, la série CNAV est bien cointégrée avec le PIB.

### Le test de Johansen

On vérifie ensuite ces résultats avec le test de Johansen. Les sorties en annexe indiquent que pour chaque variable la probabilité qu’il n’existe aucune relation de cointégration est faible comme l’indique le tableau 3.7. Seule la série salaire est cointégrée avec la série PIB. Les autres séries admettent plus d’une relation de cointégration. Cela suppose qu’il existe bien une relation de long terme entre un élément prépondérant du coût de la dépendance et un agrégat économique tel que le PIB. A noter que nous obtenons des résultats différents selon que l’on adopte la méthode en deux étapes proposée par Engle et Granger et le test proposé par E-Views. Cependant, à chaque fois nous obtenons au moins une relation de cointégration. Cette disparité des résultats en fonction des méthodes retenues s’explique peut-être par le peu d’observations dont nous disposons.

		Eigenvalue	Prob.	nombre d'équations cointégrés
salaire	Aucune	0,4469	0,0047	1
	Au moins une	0,0771	0,1662	1
cnav	Aucune	0,4013	0,0016	1
	Au moins une	0,1235	0,0474	1
cnav semi	Aucune	0,3127	0,0007	2
	Au moins une	0,1523	0,0100	2

TAB. 3.7 – Test de cointégration de Johansen proposé par E-Views

### 3.6 Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons montré que le risque dépendance contient un risque agrégé. Une estimation de ce risque agrégé à l'aide des séries de coûts nous a montré qu'il suit une marché aléatoire et de ce fait, il n'est pas possible de le diversifier entre les différentes cohortes d'assurés. Plus généralement, cette incertitude sur l'évolution des coûts et des niveaux de risque en raison du décalage temporel, incitent les assureurs à proposer des produits en rente ou des produits indemnitaires fortement plafonnés, ce qui en pratique revient à peu près au même. Ces produits incomplets entraînent de fait un rationnement du marché. Ce cas de figure n'est somme toute que l'application à l'assurance du théorème de Stiglitz-Weiss (Stiglitz & Weiss 1981) (Kessler 2007).

Ce théorème montre à partir de l'exemple du marché du crédit aux entreprises qu'un taux unique ne peut équilibrer le marché. S'il est trop bas, la rentabilité des prêts n'est pas assurée, s'il est trop haut les projets les moins risqués seront dissuadés. L'équilibre va alors se faire par les quantités. Les emprunteurs qui semblent les plus risqués sont rationnés. Lorsqu'il n'est pas possible d'évaluer la probabilité de défaillance associée aux demandes de crédit des emprunteurs potentiels, la banque risque, en augmentant ses taux, de sélectionner les projets les plus risqués (antisélection) ou bien d'inciter les emprunteurs, après l'obtention de leur prêt, à choisir des projets plus hasardeux pour accroître leur gain en cas de réussite (aléa moral). Si on applique ce modèle à l'assurance dépendance, on voit qu'une difficulté à évaluer la probabilité de sinistre, ainsi que le coût de ce sinistre (coût de prise en charge) empêche une tarification individuelle et rationne le marché. Face à une incertitude sur la probabilité de sinistre future, l'assureur préfère continger le risque en proposant un contrat en rente. En proposant un contrat incomplet,



les assureurs risquent alors de n'attirer que les mauvais risques, comme nous pourrions l'étudier dans le chapitre 7.

Cette première série de résultats va plutôt dans le sens de ceux de Cutler. Cependant, nous montrons qu'il est toutefois possible de prévoir à moyen terme l'évolution de ce risque agrégé alors que Cutler estimait une très forte incertitude. Il est donc possible de repousser la frontière de l'assurabilité sur le risque dépendance. Nous ne prétendons pas ici que le risque ne présente pas d'incertitude à long terme et qu'il est complètement assurable à l'aide de produits indemnitaires. Nous avançons simplement que l'incertitude relative à l'évolution des coûts n'est pas si élevée que le laissait penser les études américaines, surtout si on se cantonne à la prise en charge à domicile. Il est donc possible d'assurer davantage que ce qui est proposé actuellement dans les contrats d'assurance. Il serait ainsi possible d'envisager des produits mixtes entre le pur produit forfaitaire et le pur produit indemnitaire. Des produits innovants pourraient ainsi mêler une prise en charge en nature (par exemple 3 heures par semaine de prise en charge à domicile) accompagnée d'une rente (300 euros par mois).

Ce résultat est cependant soumis à de nombreuses conditions.

1. Il faudrait vérifier nos résultats sur d'autres séries de coûts et sur des séries contenant davantage d'observations afin d'en vérifier la robustesse.
2. Le nombre d'observations est assez faible mais il est difficile de faire mieux compte tenu des données disponibles.
3. Le recul de la frontière d'assurabilité ne concerne ici que l'aide à domicile.
4. Une incertitude demeure néanmoins sur l'évolution des coûts. Il est donc nécessaire de prévoir un dispositif de réévaluation des primes.

Nos résultats nous ont également amené à une réflexion sur l'étendue de la prise en charge publique du risque. L'efficacité des pouvoirs publics en matière de gestion de risque long n'est pas évidente. Les tests de cointégration montrent également que l'évolution des coûts de prise en charge ne suit pas un processus explosif, sans rapport avec les autres grandeurs économiques. Ce résultat montre qu'un régime par répartition est viable dans la mesure où il existe un lien entre la création de richesse et la couverture du risque. Nous avons retenu dans notre explication que deux types de variables explicatives : la variable retardée et le PIB.

Il serait intéressant dans une recherche ultérieure de prendre d'autres variables explicatives des coûts, retardées ou non dans le cadre d'un modèle VAR. Le montant du SMIC, qui est une variable explicative forte de l'évolution des coûts à domicile. Il serait également intéressant de rééditer nos tests sur d'autres données, en provenance par exemple d'autres pays européens afin de confirmer ou non nos résultats.

Enfin, en nous intéressant à l'assurabilité nous nous sommes intéressés à un seul aspect de l'offre. D'autres imperfections de l'offre peuvent également rendre compte du faible développement du marché. Nous nous intéresserons à cet aspect dans le prochain chapitre.

## Chapitre 4

# Les imperfection de l'offre expliquent-elles la faible taille du marché ?

"C'est une ennuyeuse maladie qu'une santé conservée par un trop grand régime."

Montesquieu

### 4.1 Introduction

Dans le chapitre 3 nous avons montré qu'une partie du risque dépendance n'était pas assurable mais qu'il était possible de repousser la frontière d'assurabilité. Nous allons maintenant étudier d'un point de vue empirique, dans quelle mesure ces problèmes d'assurabilité se traduisent par des imperfections de l'offre d'assurance. Cependant, le fait d'observer une offre d'assurance imparfaite ne signifie pas qu'elle provient des problèmes d'assurabilité. D'autres types d'imperfections peuvent conduire à une offre d'assurance imparfaite. Parmi les imperfections qui influencent la courbe d'offre on retient habituellement (Norton 2000) :

1. les problèmes relatifs aux risques longs (assurabilité, antisélection dynamique, etc...);
2. les coûts de transaction élevés ;

3. une concurrence imparfaite ;
4. des contrats d'assurance inadaptés ;
5. les asymétries d'information.

Dans ce chapitre nous nous interrogerons sur la présence d'une imperfection de l'offre d'assurance, sans pour autant déterminer avec précision l'origine de cette imperfection. Nous nous intéresserons surtout à la mesure de l'imperfection de l'offre d'assurance. Le fait que les contrats d'assurance soient inadaptés est également un facteur d'imperfection de l'offre d'assurance. Cependant il s'agit d'un phénomène plus qualitatif, qu'il est moins aisé de traiter par l'économétrie classique. Nous consacrerons donc une partie à l'étude des contrats proposés et aux possibilités d'amélioration.

Les vérifications empiriques nous permettant de déterminer s'il existe réellement une imperfection de l'offre sur le marché de l'assurance dépendance sont encore peu nombreuses. Parmi les auteurs qui se sont intéressés au sujet, Finkelstein et Brown ont procédé à des vérifications empiriques sur le marché américain (Finkelstein & Brown 2007). Nous nous intéresserons ici à leurs résultats et surtout à leur méthode d'estimation ainsi qu'au choix des proxys. Ils supposent que les défaillances de marché potentielles peuvent entraîner deux phénomènes empiriques (Finkelstein & Brown 2007) :

- un rationnement par les prix ;
- un rationnement par les quantités.

Dans le cas du rationnement par les prix, les tarifs des contrats seront supérieurs au prix actuariel. Dans le cas du rationnement par les quantités, les contrats disponibles devraient offrir un niveau de couverture limité<sup>1</sup>. A l'aide de ces deux proxys, nous étudierons dans quelle mesure on observe des imperfections de l'offre d'assurance et dans quelle mesure celles-ci expliquent le faible développement du marché. Nous étudierons ensuite dans quelle mesure la forme des

---

<sup>1</sup>La littérature anglo-saxonne parle à ce sujet de "comprehensiveness of benefit". Le benefit correspond à l'indemnité versée par l'assureur en cas de sinistre. Cependant, les actuaires préfèrent parler de prestation plutôt que d'indemnité. La "comprehensiveness" peut se traduire littéralement par la générosité de la prestation. En réalité, il s'agit du niveau de couverture du risque. Par exemple, si un contrat fixe un plafond de 50\$ à sa prestation, il présentera un niveau de couverture moindre que s'il propose un plafond de 100\$. Nous parlerons de niveau de couverture incomplet si le contrat fixe un plafond à sa prestation qui est inférieur au risque financier maximum. Si par contre, le contrat ne prévoit pas de plafond, son niveau de couverture est complet. Dans la suite de l'étude nous traduirons "comprehensiveness" soit par niveau de couverture du risque soit par générosité du schéma indemnitaire.

contrats proposés peut expliquer le faible développement du marché de l'assurance dépendance.

## 4.2 Comment tester les défaillances de marché ?

Avant de pousser plus en avant le raisonnement, il convient de s'intéresser au concept de défaillance de marché au sens faible. La théorie microéconomique standard nous enseigne qu'en cas d'imperfection du marché, on peut observer une défaillance du marché. Cette relation n'est cependant pas automatique. Une imperfection de marché n'entraîne pas nécessairement une défaillance de marché. En revanche, il ne peut y avoir de défaillance de marché sans imperfection. Les études américaines parlent de défaillance du marché de l'assurance dépendance dans la mesure où ce marché est très peu développé par rapport à d'autres marchés de l'assurance comme celui de l'assurance santé. Le contexte institutionnel français, fortement marqué par l'assurance sociale, rend plus difficile le recours à ce concept. En effet, que ce soit sur la santé ou la dépendance, l'assurance sociale propose une prise en charge quelque soit le niveau de revenu. Il n'existe donc en France que des marchés de la complémentaire santé ou de la complémentaire dépendance. Il serait donc plus juste de parler de défaillance de marché de la complémentaire dépendance. Plutôt que de recourir au concept de défaillance de marché qui, s'il est poussé au bout de sa logique, doit mener à la destruction du marché, nous préférons parler de **développement limité du marché**, ou d'**accès restreint au marché**. Le concept de défaillance de marché semble en effet trop fort lorsque l'on cherche à caractériser le faible développement du marché de l'assurance dépendance en France.

Les imperfections du côté de l'offre peuvent entraîner un prix plus élevé de l'assurance comme l'illustre la figure 4-1. La courbe d'offre va donc être modifiée. Par conséquent l'offre et la demande ne vont se croiser que pour une quantité moindre et un prix plus élevé. C'est dans ce sens que l'on peut parler d'un rationnement du marché.

Les coûts de transaction ainsi que la concurrence imparfaite sont tous les deux susceptibles d'augmenter les prix au-dessus du taux actuariel. Les coûts de transaction proviennent la plupart du temps des coûts de commercialisation ainsi que des coûts de gestion de sinistre<sup>2</sup>. On est alors

---

<sup>2</sup>Notamment tout ce qui concerne la procédure d'indemnisation.

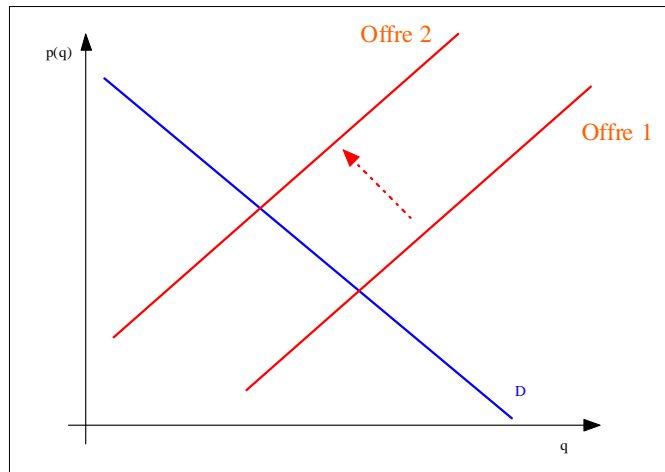


FIG. 4-1 – Offre et Demande d’assurance dépendance pour une prime donnée

en présence d’une *inefficience-X* qui pèse sur la productivité de la compagnie d’assurance. Ces coûts de transaction élevés peuvent également provenir des coûts de recherche d’information nécessaires pour lutter contre les asymétries d’information.

Ces coûts peuvent être exacerbés en cas de concurrence imparfaite. Dans ce cas, l’assureur va alors profiter de son pouvoir de marché pour pratiquer un prix supérieur à ce qu’il serait en situation de concurrence pure et parfaite. Or le marché de l’assurance dépendance n’est pas très concurrentiel aux Etats-Unis. En effet, la société la plus importante représentait un quart du marché et les cinq compagnies les plus importantes représentaient les deux tiers du marché en 2002 (LIMRA 2002). On observe une situation comparable sur le marché français<sup>3</sup>.

Les coûts de transaction ou la concurrence imparfaite sont donc susceptibles de limiter la demande d’équilibre par l’augmentation des prix qu’ils entraînent. Cependant, ils ne peuvent entraîner un rationnement par les quantités tel que nous l’avons défini précédemment.

La présence d’asymétrie d’information et notamment l’antisélection dynamique (Hendel & Lizzeri 2003) peut également augmenter le prix au-delà du prix actuariel calculé sur la population entière (Finkelstein, Garry & Sufi 2005a). La troisième partie sera exclusivement consacrée à l’étude de ce phénomène.

<sup>3</sup>Cf les éléments descriptifs du chapitre 2.

La présence d'un risque agrégé peut également contribuer à augmenter le prix de l'assurance si les compagnies d'assurance ajoutent une prime supplémentaire qui correspond au fait de supporter un risque agrégé<sup>4</sup> (Froot 1999) (Friedberg & Webb 2006) (Brown & Orszag 2006).

Un prix de l'assurance supérieur au prix actuariel ou un niveau de couverture du risque limité sont tous deux des indices de l'existence d'une défaillance de marché. Ces phénomènes empiriques ne sont pas suffisants en eux-mêmes pour opérer une distinction entre les différents types de défaillance de marché. Cependant, en présence d'un rationnement par les quantités, cela nous suggère l'existence d'asymétrie d'information ou d'un problème de contrat dynamique. Par ailleurs, si nous n'observons pas des prix de l'assurance majorés, cela nous laisse à penser que les coûts de transaction ou que la concurrence imparfaite ne sont pas présents sur ce marché. Il est par ailleurs difficile d'effectuer des distinctions plus fines à partir des données utilisées. Par exemple, le fait que l'on observe des prix majorés mais pas de rationnement par les quantités sur le marché de l'assurance dépendance n'exclut pas nécessairement la possibilité d'asymétrie d'information ou des problèmes de contrat dynamique. Tout dépend en fait de la nature exacte des asymétries d'information ou des problèmes de couverture des risques longs. Ils peuvent, selon leur forme, produire soit des prix majorés, soit un rationnement des quantités, soit les deux. Brown et Finkelstein ne cherchent pas à effectuer des distinctions aussi détaillées. Ils essaient de manière plus générale de vérifier si les défaillances du côté de l'offre existent sur ce marché et si elles sont suffisamment importantes pour expliquer la faible taille du marché de l'assurance dépendance.

## **4.3 Le rationnement par les prix : un taux de chargement élevé**

### **4.3.1 Définition**

Le rationnement par les prix implique que le prix proposé sera supérieur au prix actuariel. Le taux de chargement représente ici la différence entre la prime pure et le prix proposé par l'assureur.

---

<sup>4</sup>qui est par définition non mutualisable.

### 4.3.2 Modélisation du taux de chargement

Le taux de chargement est défini ici comme la différence entre l'unité et le ratio constitué par l'espérance actualisée des indemnités et l'espérance actualisée des primes comme l'indique la formule 4.1. Un contrat actuariellement neutre, c'est-à-dire qui redistribue l'intégralité des primes collectées à ses assurés sous forme d'indemnités a un taux de chargement égal à 0. Le taux de chargement d'un contrat simple qui ne contient pas de période de franchise et propose une période d'indemnisation illimitée est détaillé dans la formule 4.2.

$$\text{taux de chargement} = 1 - \frac{\text{Espérance actualisée des prestations}}{\text{Espérance actualisée des primes}} \quad (4.1)$$

$$\text{taux de chargement} = 1 - \frac{\sum_{t=0}^T \sum_{s=1}^5 \left( \frac{Q_{t,s} \min\{X_{t,s}, B_{t,s}\}}{\prod_{j=0}^t (1+i_j)} \right)}{\sum_{t=0}^T \sum_{s=1}^5 \left( \frac{Q_{t,s} P_s}{\prod_{j=0}^t (1+i_j)} \right)} \quad (4.2)$$

Dans l'étude de Brown et Finkelstein, les inputs financiers sont spécifiés en valeur nominale (Finkelstein & Brown 2007). L'indice  $t$  précise la durée de temps en supposant que l'achat a eu lieu en  $t = 0$ . L'unité de temps retenue ici est le mois. L'indice  $s$  indique le niveau de soins dont a besoin l'individu. Les auteurs distinguent ici 5 niveaux de soins :

1. ne pas recevoir de soins ;
2. recevoir des soins à domicile ;
3. habiter une résidence aménagée<sup>5</sup> ;
4. résider dans un établissement de soins<sup>6</sup> ;

---

<sup>5</sup>La résidence aménagée correspond à une résidence où certaines dispositions ont été prévues pour les personnes âgées (ascenseurs, salle de bains). Il est également possible d'accéder à un réfectoire commun. Cependant, elle se distingue d'un établissement de soins (EHPAD) par le fait qu'elle ne propose pas un encadrement médical. Ces résidences aménagées représentent un juste milieu entre le logement de l'individu et la maison de retraite.

<sup>6</sup>Nous n'introduisons pas de distinction entre établissement de soin ou maison de retraite. Les deux termes sont une traduction imparfaite de "nursing home". Elles se distinguent des résidences aménagées par un niveau d'encadrement médical supérieur.



5. décès.

Les situations 2, 3 et 4 impliquent des dépenses de soins de long terme. La variable  $s$  peut donc prendre 5 valeurs possibles en fonction du niveau de soin.  $s = \{1, 2, 3, 4, 5\}$ .  $Q_{t,s}$  représente la probabilité d'avoir recours à un niveau de soins  $s$  à l'instant  $t$ , en supposant que l'individu n'avait pas recours aux soins au moment de la souscription du contrat. Habituellement, on utilise le sexe et l'âge de l'individu pour déterminer sa probabilité de recourir à un certain niveau de soins. Les auteurs utilisent ici la durée de temps  $t$  pour refléter l'âge de l'individu. L'indemnité par période correspond au minimum des dépenses de soins par période  $X_{t,s}$  et le maximum par période des montants d'indemnité  $B_{t,s}$ . La prime d'assurance nominale par période est notée  $P_s$ . Elle varie avec le niveau de soins  $s$  parce qu'un individu ne continue pas à payer des primes lorsqu'il reçoit des indemnités, mais elle est constante dans le temps, en termes nominaux. Enfin  $i$  correspond au taux d'intérêt nominal de court terme utilisé pour actualiser entre la période  $t$  et la période  $t - 1$  avec  $i_0 = 0$ . La formule 4.1 ne mentionne pas la durée de franchise ni la durée de la période d'indemnisation par souci de simplification. Cependant, dans les faits, les auteurs recourent à ces grandeurs pour calculer le taux de chargement effectif.

### 4.3.3 Les données

Brown et Finkelstein se basent essentiellement sur deux types de données : l'enquête Health and Retirement Survey et l'enquête Weiss. A l'aide de la base de données Weiss 2002 ils utilisent les données relatives aux primes  $P_{t,s}$  ainsi qu'aux indemnités versées  $B_{t,s}$ .

### 4.3.4 Résultats

Finkelstein et Brown observent sur le marché américain que les prix pratiqués sont significativement majorés par rapport aux prix actuariels, ce qui indique la présence d'une imperfection de marché du côté de l'offre (Finkelstein & Brown 2007). L'assuré recevra en moyenne 82 cents de prestation actualisée pour 1 dollar investi en prime d'assurance. Le contrat d'assurance standard souscrit par un individu âgé de 65 ans (ce qui correspond à l'âge moyen de souscription) et

renouvelé jusqu'à sa mort présente un taux de chargement de 18%<sup>7</sup>. Le chargement estimé du contrat augmente de manière graduelle avec l'âge entre 50 et 65 ans et augmente plus fortement ensuite.

Par ailleurs, de nombreux contrats ne sont pas conservés jusqu'au décès ou l'entrée en dépendance des assurés. Près de 7% des contrats sont résiliés en raison le plus souvent d'un défaut de paiement des primes<sup>8</sup> (SocietyofActuaries 2002). Les contrats résiliés ne donnent plus droit au versement d'une indemnité en cas de sinistre. Les auteurs estiment donc le chargement et le niveau de couverture sous l'hypothèse que les individus résilient leur contrat à la fin de chaque exercice dans 7% des cas. Par ailleurs, les primes versées ne sont pas remboursées. L'estimation du taux de chargement augmente fortement lorsqu'on prend en compte ce phénomène de résiliation. Le taux de chargement effectif ou *ex post* est donc supérieur au taux de chargement *ex ante* prévu par le contrat. En effet, si une partie des assurés résilient leur contrat et que les primes versées ne sont pas remboursées, cela signifie que la compagnie d'assurance va faire des économies sur ses engagements au passif. Lorsque les individus vont résilier leur contrat, ils ne seront plus inscrits au passif de la compagnie d'assurance. Ces résiliations vont donc mécaniquement augmenter le taux de chargement. Il serait même possible d'avoir un contrat qui propose une prime pure et un profit positif pour la compagnie d'assurance. La compagnie dégagerait ainsi un bénéfice uniquement à partir des résiliations.

Le fait de tenir compte des résiliations fait passer le taux de chargement de 18% à 51%. Le ratio de couverture diminue et ne représente que 0,13. Ce taux de chargement de 51% est beaucoup plus élevé que les autres taux de chargement observés sur les autres marchés de l'assurance. Par exemple, le taux de chargement estimé sur le marché américain des rentes viagères souscrites par un individu âgé de 65 ans se situe entre 15% et 25% (Mitchell, Poterba, Warshawsky & Brown 1999). Le taux de chargement estimé pour les contrats d'assurance santé se situe entre 6% et 10% pour les contrats collectifs et entre 25% et 40% pour les contrats d'assurance individuels (Newhouse 1968). Ces résultats sont obtenus à partir d'une prime médiane. Si on s'intéresse aux taux de chargement minimum et maximum le fait de prendre en compte les comportements de résiliation entraîne une augmentation du taux de chargement similaire,

---

<sup>7</sup>La prime proposée est telle que  $0,82P = E(X)$ .

<sup>8</sup>Merlis, Mark, 2003. "Private Long-term Care Insurance : Who Should Buy It and What Should They Buy?" Prepared for the Kaiser Family Foundation, March. <http://www.kff.org>.

ce qui conforte les premiers résultats. Ces estimations ne nous donnent cependant qu'une estimation des taux de chargement des contrats proposés sur le marché et non des contrats les plus achetés. Les auteurs s'intéressent ensuite aux taux de chargement sur les contrats les plus achetés. Le taux de chargement estimé à partir de la prime médiane offerte par les 5 compagnies les plus importantes du marché, qui représentaient rappelons-le, les deux tiers du marché en 2002, est de 0,19 ce qui est très proche des 0,18 estimé à partir des primes médianes de l'ensemble des compagnies. Cette similitude nous confirme dans l'idée que nos estimations à partir des primes médianes proposées sur le marché sont de bons indicateurs des taux de chargements des contrats effectivement souscrits par les consommateurs.

Le comportement de résiliation a un fort effet sur le chargement car les primes sont constantes dans le temps en termes nominaux alors qu'elles diminuent en termes réels. A l'inverse, la probabilité de recours aux soins parmi les individus survivants augmente au fil du temps. Plus précisément, elle augmente au fil de l'âge. Le coût réel d'une journée en établissement augmente également au fil du temps. Ces deux effets croisés font que l'impact sur le chargement est très fort.

Les raisons de ce comportement de résiliation ne sont pas bien connues. Les défaillances de marché pourraient en être une. Finkelstein et *al.* ont montré que ces résiliations correspondaient à une auto exclusion du marché de l'assurance par les individus qui découvrent au fil du temps qu'ils ont un risque plus faible que ce qu'ils pensaient au moment de la souscription (Finkelstein et al. 2005*a*). On observe donc un comportement d'anti sélection sur la résiliation.

La résiliation peut aussi s'interpréter comme la conséquence de comportements sous optimaux de la part de consommateurs à la rationalité limitée. Les individus peuvent être soumis à des chocs de dépense (passage à la retraite) ou des chocs de revenu qui rendent le paiement des primes impossible. Jusqu'ici, l'analyse du chargement s'est intéressée exclusivement aux primes médianes. Cependant, les données Weiss indiquent une dispersion importante des prix de l'assurance entre les différentes compagnies pour un même produit. Par exemple, pour le contrat de type 2 avec des indemnités nominales constantes, bien que la prime annuelle médiane du contrat est estimée pour un individu âgé de 65 ans autour de 1 200\$, les prix observés varient entre 1 016\$ et 2 010\$ selon les compagnies. Une telle dispersion des prix est une caractéristique commune à de nombreux marchés de l'assurance (Dahlby & West 1986) (Brown

& Goolsbee 2006) (Mitchell et al. 1999). Si les prix varient fortement pour un même risque, cela signifie que le taux de chargement varie fortement entre les contrats proposés. Les prix de l'assurance pourraient alors s'expliquer par des facteurs en partie exogènes comme le degré de concurrence sur la région considérée.

### 4.3.5 La robustesse des résultats de Finkelstein et Brown

Les résultats obtenus précédemment sont robustes. Même en prenant d'autres hypothèses, les taux de chargement restent importants et les niveaux de couverture restent faibles. Lorsqu'on tient compte de ces hypothèses, on remarque que le taux de chargement varie entre 0,11 et 0,27 au lieu de 0,18 dans le modèle initial. Lorsqu'on tient compte des probabilités de résiliation, les taux de chargement varient entre 0,48 et 0,57 alors qu'il était de 0,51 dans le modèle initial. Le niveau de couverture du risque de dépense varie entre 0,28 et 0,38 alors qu'il était de 0,34 dans le modèle initial. L'analyse de la sensibilité à des hypothèses alternatives nous conforte dans l'idée que le contrat type souscrit présente un prix largement supérieur au prix actuariel et propose un niveau de prestation largement inférieur au risque de dépense. Le fait de contrôler la sensibilité de nos résultats aux hypothèses alternatives est une pratique répandue dans l'analyse des marchés de l'assurance<sup>9</sup>.

Les estimations changent de manière prévisible lorsque l'on modifie les hypothèses. Par exemple, le fait d'utiliser une structure de taux d'intérêt issue des obligations d'entreprises au lieu d'utiliser celle issue des bons du Trésor modifie l'estimation du taux de chargement. Les hypothèses concernant le taux de croissance du coût des soins ont également un impact significatif. Si on suppose un taux de croissance des coûts plus élevé, le taux de chargement et le niveau de couverture vont être estimés à la baisse. L'inverse est vrai lorsqu'on suppose des taux de croissance des coûts plus faibles. L'effet de l'hypothèse concernant le taux de croissance est cependant tempéré par la présence d'un plafond nominal des prestations fixé à 100\$. En effet tout accroissement des coûts qui dépasse le plafond n'affecte pas le taux de chargement.

Une hypothèse qui n'est pas mentionnée et qui serait susceptible d'estimer à la hausse les

---

<sup>9</sup>Mitchell et al. applique exactement la même méthode lorsqu'ils étudient les taux de chargement sur le marché des rentes (Mitchell et al. 1999).

taux de chargement est le risque que les primes des contrats existants augmentent à l'avenir. A l'inverse, certaines compagnies risquent de sortir du marché. Les Etats-Unis ont connu des cas très médiatiques d'augmentations brutales des primes suivies de procès en "class action". Ces cas ont amené une nouvelle régulation afin de limiter les augmentations de prime (Lewis, Wilkin & Merlis 2003). Cependant, en 2002, moins de la moitié des Etats avaient adopté cette nouvelle régulation. Qui plus est, l'étendue de son application n'apparaît pas clairement. Malheureusement, nous ne disposons que de très peu de données historiques sur les augmentations intempestives de prime.

#### **4.3.6 Une tarification supérieure au prix actuariel peut-elle expliquer à elle seule la taille limitée du marché ?**

Les résultats précédents indiquent que la grande majorité des contrats souscrits proposent des prix bien supérieurs au prix actuariel. Bien qu'un taux de chargement élevé indique l'existence d'une défaillance de marché du côté de l'offre, les auteurs apportent des preuves supplémentaires qui nous laissent penser que ces défaillances de marché ne suffisent pas à expliquer la taille limitée du marché car l'élasticité-prix de la demande d'assurance semble très faible. Finkelstein et Brown observent en effet des différences de chargement très importantes entre les sexes. Cependant, ces différences dans le prix de l'assurance ne se traduisent pas par des différences importantes dans les taux d'équipement entre les sexes.

Si la tarification ne varie pas en fonction du sexe, cette variable détermine fortement le recours aux soins. Les taux de chargement effectifs varient donc fortement entre les sexes. Les auteurs estiment que le taux de chargement typique pour un homme âgé de 65 ans est de 0,44. Cela signifie donc qu'un homme type qui achète 1 dollar d'assurance dépendance ne peut s'attendre à recevoir en moyenne<sup>10</sup> que 0,56 cents de prestations. A l'inverse, le niveau des primes pour les femmes est inférieure à la prime pure. Une femme âgée de 65 ans qui achète pour 1 dollar d'assurance dépendance recevra en moyenne 1,04 dollars. Ce résultat est robuste à d'autres hypothèses mais pas à toutes. C'est pourquoi les auteurs restent prudents quant au fait que les primes sont inférieures à la prime actuarielle pour les femmes. En revanche, la différence

---

<sup>10</sup>"en moyenne" signifie que l'on s'intéresse à l'espérance actualisée des prestations d'assurance.

de taux de chargement entre les hommes et les femmes est un résultat robuste. Il est vérifié sous les autres hypothèses alternatives. Cette différence varie entre 25 et 50 cents en fonction des hypothèses retenues.

En dépit de ces énormes différences du prix effectif de l'assurance selon le sexe, la propension à souscrire des contrats varie peu en fonction du sexe. La probabilité de recourir à l'assurance est légèrement plus élevée pour les femmes que pour les hommes. Les contrats souscrits par les femmes sont légèrement moins généreux que les contrats souscrits par les hommes. Les disparités selon le sexe relatives au taux de couverture combinées avec les similitudes dans le taux d'équipement nous laissent penser que l'élasticité-prix de l'assurance dépendance est faible. Par conséquent, les prix supérieurs aux prix actuariels ne peuvent expliquer à eux seuls la taille restreinte du marché. Certains facteurs de demande doivent augmenter le taux de chargement effectif des femmes par rapport à celui des hommes. Sans cela, les différences dans les taux de chargement devraient se traduire par des différences dans les taux de souscription. Avant de s'intéresser aux facteurs de demande, certaines explications relatives à l'offre sont susceptibles d'expliquer cette très faible élasticité-prix de la demande d'assurance dépendance.

1. Une première possibilité est que puisque les taux de chargement augmentent avec l'âge, si les femmes tendent à souscrire les contrats à des âges plus élevés que les hommes, les taux de chargement effectifs entre hommes et femmes seraient davantage proches que ceux que nous avons estimés. Cependant les études réalisées par LifePlans nous ont montré que les âges moyens entre les hommes et les femmes étaient proches, voire inférieurs pour les femmes (66 pour les femmes contre 68 pour les hommes).
2. Une autre possibilité est que le risque d'augmentation des taux, bien que difficile à quantifier, augmente le taux de chargement effectif. Il serait alors supérieur à celui que nous avons estimé. Cependant, cet impact ne devrait pas être différent entre les sexes puisque les hommes et les femmes souscrivent à peu près au même âge et consomment les soins à des âges également similaires.
3. La corrélation dans les décisions d'assurance pourrait être forte au sein d'un même foyer. La lecture des données nous montre néanmoins que la corrélation des décisions d'assurance ne suffit pas à expliquer les similitudes entre sexes dans le taux de souscription. A l'aide des données HRS de 2000, nous constatons qu'au sein d'un couple marié où un des deux époux

a souscrit une assurance, la probabilité pour que l'autre époux ait également souscrit est seulement de 60%. Bien que ce taux soit bien supérieur à la probabilité pour des individus mariés d'avoir une assurance, il indique aussi que de nombreux individus mariés prennent des décisions d'assurance différentes de celles de leur époux. En outre, puisque seulement 80% des contrats sont détenus par des individus mariés, de manière générale moins de la moitié des contrats sont détenus par des couples dont les deux époux sont couverts. De plus, parmi les 40% de couples dans lesquels l'un est couvert contre la dépendance et l'autre ne l'est pas, la probabilité pour que ce soit la femme qui soit couverte est inférieure à 0,5. Ceci en dépit du fait que les femmes sont confrontées à des taux de chargement inférieurs à ceux des hommes. Par ailleurs, il est difficile de tirer des conclusions sur les taux de souscription des célibataires. Ils pouvaient très bien être mariés au moment de la souscription. Si l'on s'intéresse en revanche au sous-échantillon d'individus qui n'ont jamais été mariés (soit 3% des 60-70 ans), les taux de détention des contrats dépendance ne sont pas plus élevés pour les femmes, même après avoir contrôlé par l'âge de l'individu et son niveau de richesse. Bien sûr il est toujours possible que la demande d'assurance soit différente entre les sexes même si rien ne nous l'indique a priori. Les femmes tendent à vivre plus longtemps que leur mari. D'un côté, cela devrait diminuer leur demande d'assurance puisqu'elles ont moins besoin d'assurer leur patrimoine pour l'époux restant. Elles sont en moyenne les dernières survivantes du couple donc elles n'ont pas besoin d'assurer leur patrimoine afin de le léguer à leur époux. D'un autre côté, cela devrait augmenter leur demande d'assurance dans la mesure où elles ne bénéficient pas comme leur époux d'une aide informelle et gratuite fournie par leur conjoint. Or, les hommes ont très souvent accès à ce type d'aide. Le fait que les taux de détention soient similaires entre les sexes, même parmi les individus qui n'ont jamais été mariés, limite considérablement la portée de cette explication.

L'effet couple ne suffit pas à expliquer les similitudes de comportements en matière de demande d'assurance. Il reste que pour les individus non soumis à l'effet couple, le prix de l'assurance n'apparaît pas comme une variable déterminante du comportement d'achat. Cette élasticité-prix très faible de la demande d'assurance dépendance pourrait s'expliquer par des facteurs propres à la demande. Notamment par des facteurs de demande qui réduiraient la

demande d'assurance chez les femmes par rapport à la demande d'assurance chez les hommes. Ce comportement pourrait également s'expliquer par le rôle de la "taxe implicite" imposée par le programme Medicaid sur l'assurance privée qui serait plus fort pour les femmes que pour les hommes.

## **4.4 Le rationnement par les quantités : un niveau de couverture limité**

### **4.4.1 Définition**

Les contrats sont également soumis à un rationnement par les quantités. Le terme de quantité est compris ici comme l'étendue du risque. Un rationnement par les quantités signifie que tout le risque n'est pas couvert. Les prestations proposées ne couvrent alors qu'une partie du sinistre et non son intégralité. Cette couverture partielle peut s'expliquer par des problèmes d'assurabilité du risque intertemporel (chapitre 3). Les individus seraient donc désireux d'acheter des contrats proposant des niveaux de couverture<sup>11</sup> plus élevés, pour un même taux de chargement. Cependant, de tels contrats ne sont pas proposés. Le concept de rationnement par les quantités implique que si des niveaux de couverture plus élevés étaient proposés pour un même taux de chargement, ces contrats seraient préférés par les individus. Le concept de rationnement par les quantités peut se comprendre de deux façons. Toute augmentation du prix de l'assurance au delà du prix actuariel va contracter la demande. Un prix prohibitif va donc nécessairement réduire la quantité demandée. Cependant, Brown et Finkelstein réservent le terme de "rationnement par les quantités" pour les situations où les individus souhaitent souscrire des garanties plus étendues et où ils ne le peuvent pas car elles ne sont pas proposées par le marché. Le contrat en rente, tel qu'il est majoritairement proposé sur le marché français est un bel exemple de rationnement par les quantités. Brown et Finkelstein montrent à ce titre

---

<sup>11</sup>Ici, le terme de niveau de couverture du risque correspond au terme anglais de "comprehensiveness of insurance". Ce concept renvoie à la part du risque couvert par le contrat d'assurance. Nous parlerons aussi de générosité du contrat d'assurance qui renvoie à une traduction plus littérale de "comprehensiveness" mais qui est plus facile d'emploi. Dans notre étude, les termes de générosité du contrat d'assurance et de niveau de couverture du contrat d'assurance sont donc synonymes.



que le contrat standard souscrit par un individu âgé de 65 ans et conservé jusqu'à sa mort ne couvre qu'un tiers de l'espérance actualisée de ses dépenses de dépendance.

#### 4.4.2 Modélisation

Le niveau de couverture d'un contrat mesure la part espérée des soins long terme couverte par le contrat. Il est donc représenté comme le ratio entre la valeur espérée actualisée des indemnités et la valeur espérée actualisée des dépenses de soins. Pour un contrat simple, c'est à dire sans franchise et avec une période d'indemnité illimitée, la formule du niveau de couverture est définie par la formule 4.3.

$$\text{niveau de couverture} = \frac{\sum_{t=0}^T \sum_{s=1}^5 \left( \frac{Q_{t,s} \min\{X_{t,s}, B_{t,s}\}}{\prod_{j=0}^t (1+i_j)} \right)}{\sum_{t=0}^T \sum_{s=1}^5 \left( \frac{Q_{t,s} X_{t,s}}{\prod_{j=0}^t (1+i_j)} \right)} \quad (4.3)$$

#### 4.4.3 Résultats

Les auteurs montrent que le contrat type souscrit par un individu âgé de 65 ans et détenu jusqu'au décès de l'assuré couvrira près d'un tiers (34%) de la valeur espérée actualisée des dépenses de soins. Cette couverture limitée est due principalement à la présence du plafond journalier des indemnités fixé à 100\$ nominaux. Si le montant nominal n'évolue pas dans les 20 prochaines années, l'assurance ne couvrira plus qu'un tiers du coût effectif d'une journée dans un établissement de soins. Si on enlève le plafond quotidien de remboursement, on estime que le niveau de couverture du risque augmentera de deux tiers. En revanche, si on élimine à la fois la franchise et la période maximum d'indemnisation tout en conservant le plafond quotidien de 100\$ le niveau de couverture du risque n'augmentera que de la moitié.

Brown et Finkelstein s'intéressent à ce phénomène de rationnement par les quantités en examinant les niveaux de couverture ainsi que les taux de chargement pour un individu âgé

de 65 ans et ceci pour huit contrats d'assurance dépendance largement répandus sur le marché américain. Une simple description du marché américain montre que les contrats qui couvrent plus de 90% de l'espérance actualisée des dépenses de soins sont proposés sur le marché. De plus, les taux de chargement n'augmentent pas systématiquement avec le niveau de couverture du contrat proposé. En particulier, les taux de chargement ne sont pas systématiquement plus hauts pour les contrats qui proposent une prestation croissante par rapport aux contrats qui proposent une prestation nominale constante. Et ce, même si les contrats qui proposent des prestations croissantes tendent à proposer des niveaux de couverture deux fois plus élevés. L'absence d'une structure systématique dans le classement des taux de chargement par niveau de couverture est cohérent avec le fait qu'on n'observe pas de différences systématiques dans le recours aux soins entre les individus qui achètent des contrats avec différents niveaux de couverture (Finkelstein & Garry 2006).

Le fait que des contrats proposant des couvertures presque complètes sont disponibles pour des taux de chargement qui sont comparables aux contrats qui couvrent le moins et qui sont les plus couramment achetés va à l'encontre de l'hypothèse d'un rationnement par les quantités sur ce marché. Il est probable que les taux de chargement élevés limitent davantage la demande pour des niveaux de couverture plus élevés. Si c'était le cas, nous devrions voir les femmes acheter davantage des contrats proposant des niveaux de couverture élevés que les hommes. Les données disponibles suggèrent au contraire que les femmes souscrivent des contrats moins généreux que les hommes.

Il existe cependant une forme différente de rationnement par les quantités qui existe bel et bien sur ce marché. En effet, les individus en mauvaise santé se voient souvent refuser l'accès à un contrat d'assurance, du moins par les compagnies les plus importantes (Murtaugh, Kemper & Spillman 1995) (WeissRating 2002). La pratique qui consiste à refuser des assurés, plutôt que de leur proposer un prix plus élevé est manifeste. Elle est d'autant plus surprenante lorsque l'on sait que le marché n'est pas encadré par une régulation par les prix qui elle pourrait empêcher les compagnies d'assurance d'appliquer des tarifs différents. Il est curieux de constater que même en l'absence de réglementation, les compagnies d'assurance préfèrent refuser un client plutôt que d'augmenter le prix du contrat. Cette pratique n'est pas propre au marché de l'assurance dépendance et renvoie à des comportements de réputation ou d'image de marque. Cette pratique

peut également renvoyer à des défaillances de marché telles que les asymétries d'information qui sont davantage un problème pour les personnes apparemment en mauvaise santé. Cependant, ce type de rationnement par les quantités n'est probablement pas un facteur explicatif majeur de la faible taille du marché. Nous estimons que seulement près de 15% des individus âgés de 60 à 70 ans au sein de l'échantillon HRS 2000 se verraient refuser un contrat d'assurance s'ils en faisaient la demande.

#### **4.4.4 Une explication suffisante ?**

Nous observons également que les compagnies qui offrent des niveaux de prestation plus élevés à taux de chargement égal, ne sont pas davantage souscrites. Les contrats proposant les niveaux d'indemnités les plus faibles couvrent 90% du marché. Cela nous laisse penser que le rationnement par les quantités n'apparaît pas comme un problème significatif sur le marché de l'assurance dépendance.

Mettre ces résultats en relation avec le chapitre sur Cutler. Certes il y a bien un problème d'assurabilité du marché mais ce ne serait pas la raison principale qui ferait que les individus ne s'assurent pas puisqu'on voit que lorsque la couverture est plus étendue, ils ne souscrivent pas davantage.

### **4.5 Des contrats d'assurance inadaptés**

Les résultats sur données américaines indiquent qu'il existe des imperfections du côté de l'offre d'assurance. Cependant, ces imperfections ne semblent pas suffisantes pour expliquer le faible développement du marché de l'assurance dépendance. Avant de s'intéresser aux facteurs influant la demande, il convient de se demander si la forme des contrats proposés aujourd'hui sur le marché français n'explique pas en partie le faible développement du marché.

### 4.5.1 Avantages et limites des contrats proposés

Les contrats proposés actuellement sur le marché présentent des avantages dans la mesure où ils sont simples et relativement flexibles. Il est en effet possible de souscrire à tout âge (dans la limite de 75 ans) et ceci pour le montant de garantie choisi. Ils présentent également des inconvénients.

- Il est difficile de faire jouer la concurrence une fois le contrat souscrit.
- Les contrats ne couvrent qu'une partie du risque comme l'a montré le chapitre 3.
- Ils n'apportent qu'une aide financière sous forme de rente et non un service "en nature".
- Le prix de l'assurance est relativement élevé si les individus ne souscrivent pas suffisamment tôt.

Une innovation de la part des assureurs pourrait certainement favoriser le développement du marché. Dans la suite de ce chapitre nous nous intéresserons aux pistes de réflexion ou aux expérimentations étrangères susceptibles d'améliorer l'offre d'assurance dépendance.

### 4.5.2 Diminuer le prix de l'assurance en souscrivant suffisamment tôt : l'expérience Eldersshield

Une première manière de lutter contre le prix élevé de l'assurance dépendance est d'inciter les individus à souscrire suffisamment tôt. L'assurance est en effet une solution onéreuse lorsqu'elle est contractée trop tard. Le risque dépendance rend nécessaire un transfert entre individus mais également un transfert dans le temps. Il est donc nécessaire de provisionner le risque. L'assurance dépendance apparaît donc comme une solution d'autant plus intéressante qu'elle est contractée suffisamment tôt. Dans cette perspective les autorités singapouriennes ont mis en place en 2002 un nouveau programme de financement de la dépendance nommé Eldersshield<sup>12</sup> afin d'inciter les individus à contracter une assurance le plus tôt possible. Dès l'âge de 40 ans, tous les individus sont enrôlés automatiquement dans ce système et bénéficient ainsi d'une aide publique au paiement de la prime ainsi que des conditions de prime favorables. Ils sont dirigés vers un assureur de manière aléatoire mais toute personne est libre de choisir un autre

---

<sup>12</sup>Que l'on peut traduire littéralement comme la protection des aînés.

assureur parmi les assureurs autorisés à participer à ce programme. Chaque personne bénéficie d'un délai de trois mois pour refuser la participation à ce programme. En cas de refus, elle ne pourra plus bénéficier des avantages du programme. Le produit ainsi que la tarification sont laissés à la charge des assureurs. La prime est payée jusqu'à l'âge de 65 ans et les indemnités en cas de dépendance sont à vie. Le gouvernement finance une part de la prime afin de lisser la segmentation des risques à travers les âges. Une large campagne d'information a été menée afin de promouvoir le plan et ses produits. Le taux de sortie du plan est passé de 38% en 2002 à 14% en 2006.

### **4.5.3 L'auto assurance face au risque dépendance**

Dans le même ordre d'idée il serait intéressant d'inciter ou de forcer les individus à épargner pendant leur période d'activité professionnelle afin de subvenir à leurs dépenses de soins dépendance en fin de vie ou à leurs dépenses d'assurance dépendance vers 60 ans. Cela permettrait par le biais de comptes d'épargne individuels à une génération d'accumuler suffisamment de ressources pour assumer elle-même une partie de ses propres besoins en soins de dépendance. Ces comptes épargne pourraient prendre la forme de comptes épargne santé en cas de maladie future. L'épargne est placée sur un compte spécial pour couvrir exclusivement les dépenses de santé. Ces comptes sont offerts en général en combinaison avec une assurance en franchise élevée. Le fait de faire bénéficier l'assurance dépendance des avantages fiscaux du PERP relève de cette logique d'incitation. Les primes payées au cours de la vie professionnelle sont déductibles de l'impôt ce qui incite les individus à souscrire ce type de contrat. On peut également envisager une participation obligatoire avec une contribution possible de l'employeur.

Ces mécanismes permettent un transfert de richesse inter-temporel. Ils permettent de lisser le revenu tout au long de la vie tout en luttant contre le risque moral. Ils présentent toutefois des limites. Ils ne permettent pas une mutualisation des risques entre les individus et dépendent de la performance des marchés financiers. Enfin ils peuvent accroître une segmentation des risques entre d'un côté des individus qui disposent d'une auto assurance et qui présentent un risque de dépendance faible et de l'autre des individus moins riches ou moins prévoyants et qui présentent des risques dépendance élevés.

#### 4.5.4 Combiner assurance dépendance et assurance en cas de vie

Un contrat intéressant serait de combiner l'assurance dépendance avec un contrat d'assurance en cas de vie. Il convient ici de faire une distinction entre l'assurance en cas de vie et le contrat d'assurance-vie tel qu'il est proposé en France. Ce qui est communément appelé "assurance-vie" en France est un double contrat d'assurance décès et d'assurance en cas de vie sur une durée unique. Ceci permet de présenter un quasi produit d'épargne, doté des avantages fiscaux de l'assurance. L'assurance-vie permet aussi de faire fructifier des fonds tout en poursuivant un objectif à long terme : la retraite, un investissement immobilier, etc... Elle offre aussi d'importants avantages fiscaux en matière de succession. Ce que nous appelons ici assurance en cas de vie (aussi appelé assurance sur la vie) est un contrat qui verse un capital ou une rente en cas de vie à échéance du contrat. Si l'assuré décède avant l'échéance du contrat rien n'est dû à la succession. L'assurance en cas de vie s'oppose ici à l'assurance en cas de décès dite "assurance décès" (ou encore temporaire décès) qui verse le capital ou la rente en cas de décès. On peut imaginer un contrat qui prévoit de verser une rente à une personne si elle dépasse les 75 ans et rien si elle décède avant. La personne s'assure donc contre sa probabilité de survivre. A noter que ce type de contrat en cas de vie est très peu répandu en France.

L'idée de combiner l'assurance dépendance et l'assurance en cas de vie revient à effectuer une compensation entre les risques. Les personnes en bonne santé avec une forte espérance de vie attirées par l'assurance en cas de vie contrebalancent les personnes en mauvaise santé avec une courte espérance de vie attirées par l'assurance dépendance. En combinant ces deux risques dans un même produit il est possible de bénéficier de deux avantages :

1. Les phénomènes de sélection adverse sur le marché de l'assurance en cas de vie sont réduits puisque les personnes dépendantes ne devraient pas vivre suffisamment longtemps pour pouvoir bénéficier des rentes de long terme.
2. La sélection des risques est réduite au minimum puisqu'elle consiste à filtrer les individus qui peuvent bénéficier immédiatement des paiements à l'assurance dépendance.

Murtaugh et al. ont montré que combiner une assurance en cas de vie avec une assurance dépendance serait susceptible de réduire le coût des deux produits (Murtaugh, Spillman & Warshawsky 2001). Ils montrent que sous une sélection des risques minimale, à savoir ceux qui

seraient dépendants au moment de souscrire le contrat, 98% des demandeurs seraient acceptés contre 77% pour ceux qui demanderaient une couverture pour le seul risque de dépendance parmi les personnes âgées de plus de 65 ans.

Ce type de contrat présente toutefois des limites :

1. L'assurance en cas de vie est très peu développée en France. Le fait de la coupler avec une assurance dépendance qui n'est pas non plus massivement répandue compromet le succès de ce type de contrat.
2. L'idée selon laquelle les risques se compensent est à nuancer. La segmentation de la population assurée entre des individus à forte espérance de vie et peu touchés par la dépendance avec à l'opposé des individus ayant une espérance de vie plus faible et un fort risque de dépendance est à nuancer dans les faits. Le fait de vivre plus longtemps accroît également la probabilité d'entrer dans les âges où les taux de prévalence sont élevés (plus de 85 ans) et notamment les dépendances dues aux pathologies neuro dégénératives. A l'inverse, la mauvaise santé peut également augmenter le risque de décès sans phase de dépendance.

#### **4.5.5 Une assurance contre la durée en dépendance**

Une autre manière de s'assurer contre la dépendance consisterait, non pas à s'assurer contre l'incidence de la dépendance et contre la durée en dépendance, comme c'est le cas dans les contrats classiques mais de s'assurer uniquement contre la durée en dépendance. Ce type de contrat nécessite une épargne préalable. En cas de dépendance, la personne pourrait alors utiliser son épargne pour verser une prime unique à une assurance qui lui assurerait une rente jusqu'à sa mort. Un contrat de ce type présenterait de multiples avantages :

- Il n'oblige pas à cotiser dans une assurance à fonds perdus pendant des années puisque dans un premier temps, l'individu se constitue une épargne. Il règle également les problèmes de myopie face au risque.
- Il résout également le problème d'une forte augmentation des coûts entre le moment où l'individu souscrit son contrat et le moment où il va devoir faire face à ses dépenses de dépendance, puisque l'individu s'assure une fois qu'il est dépendant.

- Enfin, ce contrat bénéficie de l’effet de mutualisation, contrairement aux comptes d’épargne santé. Il y a bien un transfert de risques entre les individus qui vont connaître une dépendance de longue durée et ceux qui vont connaître une phase de dépendance relativement courte.

Cette solution serait tout à fait adaptée au cas français. On pourrait alors envisager de débloquer un contrat d’assurance-vie en rente dépendance, sans perdre les avantages fiscaux du contrat d’assurance-vie. Une des propositions du rapport d’étape du Sénat allait dans ce sens (Vasselle 2008). Ce contrat serait d’autant plus intéressant s’il proposait une mutualisation du risque de durée entre les individus plutôt que transformer tout simplement un capital en rente.

#### **4.5.6 Une assurance contre le degré de dépendance**

Si on exclut le cas de la dépendance partielle, les contrats proposés aujourd’hui n’assurent pas contre le degré de dépendance. Lorsqu’un individu est considéré comme dépendant par l’assureur (GIR 1 ou 2), il est en droit de recevoir sa rente. Les distinctions entre les GIR 1 et 2 ne modifient pas le niveau de prestation. Au sein d’un même GIR, le type de dépendance n’est pas pris en compte. Le fait de souffrir d’une maladie d’Alzheimer, souvent plus coûteuse en terme de prise en charge, n’est pas pris en compte. Une innovation importante consisterait à prendre en compte le degré de dépendance dans le calcul de la prestation. Ce type de produit constituerait une sorte d’entre-deux entre les produits forfaitaires et les produits indemnitaires. Il permettrait par exemple de proposer des rentes plus élevées à ceux qui en ont le plus besoin. L’effet de mutualisation ne s’opérerait pas uniquement entre les assurés et les non assurés mais également au sein d’une même catégorie d’individus dépendants, entre les plus dépendants et les moins dépendants.

#### **4.5.7 La solution des hypothèques inversées**

Certaines institutions financières proposent sur le marché américain des produits d’hypothèque inversée (*reverse mortgage*) qui sont assez proches de ce qu’on a coutume d’appeler en



France un viager. Ce contrat permet de rendre liquide des actifs immobiliers et semble particulièrement adapté au financement de la dépendance. Le cas typique est celui d'une femme veuve qui se retrouve en situation de dépendance, qui dispose de peu de revenus mais qui habite une maison de valeur. L'hypothèque inversée fonctionne donc comme un prêt bancaire gagé sur la valeur du bien immobilier. Si nécessaire, la vente du bien immobilier permet de racheter le prêt. Il est même possible d'accorder aux héritiers un droit de préemption sur le rachat du prêt immobilier, ce qui lui permettra de récupérer la maison de famille. Le recours sur succession qui avait été adopté dans la PSD, abandonné avec l'APA mais qui pourrait être remis au goût du jour dans le cadre de la création du cinquième risque est une idée similaire, sauf que dans ce cas elle est organisée par la puissance publique (Vasselle 2008).

Peut-être est ce depuis le film *Le Viager* de Pierre Tchernia avec Michel Galabru et Michel Serrault ou peut-être parce que la volonté de transmettre absolument un bien à ses enfants est particulièrement forte en France, toujours est-il que l'idée du viager n'est pas très populaire en France.

Il serait également possible d'utiliser le prêt hypothécaire inversé non pas pour payer directement les dépenses de soins de dépendance mais pour payer les primes d'un contrat d'assurance dépendance ou pour s'assurer uniquement contre la durée en dépendance (Chen 2001). L'intérêt est de ne pas perdre l'avantage de la mutualisation et de permettre aux détenteurs d'un bien immobilier de faible valeur de s'assurer contre ce risque.

Il serait également possible d'envisager une hypothèque inversée partielle. Elle ne porterait que sur une partie du bien immobilier. Elle permettrait ainsi de rendre liquide une partie du patrimoine tout en permettant de léguer un bien à ses enfants<sup>13</sup>.

#### **4.5.8 Les implications concernant les facteurs de demande ?**

La présence de taux de chargement effectifs différents entre les hommes et les femmes n'affecte pas le taux de souscription entre les sexes. Ceci nous donne des indices sur le type de

---

<sup>13</sup>Cette idée a notamment été avancée par André Masson lors des Rencontres de la Chaire "Risques et Chances de la Transition Démographique" au Palais Brongniart le Lundi 6 Avril 2009. Ces rencontres avaient pour thème "Transferts, solidarité et inégalités intergénérationnels".

facteur de demande susceptible d'expliquer la taille restreinte du marché. Cette absence de corrélation peut s'expliquer d'au moins deux manières.

- L'élasticité prix de la demande de l'assurance dépendance peut être quasi nulle.
- Certains facteurs relatifs à la demande réduisent l'intérêt de l'assurance davantage pour les femmes que pour les hommes.

Nous n'avons pas de certitude sur l'élasticité-prix de la demande d'assurance dépendance mais il semble peu probable qu'elle soit nulle. Les estimations de l'élasticité-prix de l'assurance santé varient entre -0,6 et -1,8 (Cutler 2002). Plutôt que de s'intéresser à l'élasticité brute de la demande d'assurance dépendance, il convient d'étudier dans quelle mesure d'autres facteurs influant sur la demande ne peuvent pas modifier le prix implicite de l'assurance. Parmi ces différents facteurs, la littérature retient :

- la sous-estimation de la probabilité d'être dépendant ;
- la famille comme source d'aide informelle non rémunérée, ou comme assurance informelle ;
- le substitut à l'assurance que constitue l'aide sociale Medicaid.

Ces différents facteurs réduisent la demande d'assurance car lorsque nous les prenons en compte ils augmentent le prix net<sup>14</sup> de l'assurance.

La prise en charge proposée par Medicaid influe particulièrement sur la demande d'assurance, notamment chez les femmes. Medicaid exerce un effet d'éviction sur la demande d'assurance privée. Il offre un substitut imparfait mais gratuit à l'assurance privée. Medicaid impose non seulement une taxe implicite à l'achat de l'assurance privée mais en plus cette taxe implicite est plus élevée pour les femmes que pour les hommes (Brown & Finkelstein 2004a).

Medicaid implique en effet une taxe implicite car l'assurance dépendance protège le patrimoine de l'assuré ce qui en retour diminue les chances de bénéficier de l'aide Medicaid qui est versée sous condition de revenu et de patrimoine. De plus, l'assurance joue le rôle de premier payeur et non de complémentaire. Même si l'individu est éligible à l'aide Medicaid, l'assurance paiera en premier et Medicaid couvrira uniquement les dépenses non couvertes par l'assurance. Il en résulte qu'une large partie des primes versées à la compagnie d'assurance sert à financer des prestations qui ne font que se substituer aux prestations fournies par Medicaid sous condition de ressources. Entre un individu qui s'assure et un individu qui ne s'assure pas, leur

---

<sup>14</sup>On parle ici de prix nets ou de prix effectifs.

prise en charge sera *a priori* identique sauf que l'un aura en plus versé des primes pendant de nombreuses années alors que l'autre aura affecté cette somme à sa consommation. Cette taxe implicite ne fait qu'augmenter le taux de chargement effectif que nous avons calculé précédemment. Dans le cas individuel, on va donc s'intéresser au taux de chargement net, c'est à dire le niveau supplémentaire de prestations que l'on reçoit si on n'est pas assuré par rapport à la prestation que l'on reçoit en l'absence d'assurance.

La taxe implicite plus élevée pour les femmes s'explique parce que les femmes ont en espérance une probabilité de recours aux soins plus élevée que les hommes. Pour un même niveau de patrimoine, une femme a une probabilité plus élevée qu'un homme de devenir éligible à l'aide Medicaid. Parce qu'elles vivent en moyenne plus longtemps et plus longtemps en dépendance, les femmes ont une probabilité plus forte de bénéficier de l'aide Medicaid en fin de période de dépendance. Prenons l'exemple d'un homme et d'une femme disposant à l'entrée en dépendance d'un patrimoine identique. Si l'homme est dépendant pendant 2 ans et la femme est dépendante pendant une durée de 5 ans, l'homme aura peut-être épuisé tout son patrimoine au moment de son décès. La femme aura épuisé tout son patrimoine au bout de 2 ans et deviendra ensuite éligible au programme Medicaid. Elle recevra donc des prestations financées par Medicaid pendant encore trois ans. Cet effet est en outre renforcé par le fait qu'en moyenne, les femmes ont un niveau de richesse plus faible que les hommes.

Medicaid augmente donc davantage le taux de chargement pour les femmes que pour les hommes. Si on reprend l'équation 4.1, l'aide gratuite fournie par Medicaid va augmenter le numérateur de l'expression 4.4.

$$\frac{\sum_{t=0}^T \sum_{s=1}^5 \left( \frac{Q_{t,s} \min\{X_{t,s}, B_{t,s}\}}{\prod_{j=0}^t (1+i_j)} \right)}{\sum_{t=0}^T \sum_{s=1}^5 \left( \frac{Q_{t,s} P_s}{\prod_{j=0}^t (1+i_j)} \right)} \quad (4.4)$$

Le taux de chargement sera donc réduit. Medicaid apparaît donc comme un facteur explicatif important de la demande d'assurance et explique également pourquoi en dépit d'un taux de chargement effectif plus intéressant pour les femmes, celles-ci ne souscrivent pas beaucoup plus

que les hommes. Ces résultats ne sont cependant pas transposables au cas français dans la mesure où les critères d'éligibilité à l'aide sociale sont complètement différents en France.

On peut alors se demander pourquoi les compagnies ne proposent pas des prix différents pour les hommes et pour les femmes. Les compagnies réalisent donc des profits plus importants sur les contrats vendus aux hommes par rapport aux contrats vendus aux femmes. Cette question renvoie à une question plus générale sur le recours partiel des compagnies d'assurance aux informations disponibles dans leur tarification. Cette question a d'ailleurs déjà été abordée sur d'autres marchés de l'assurance (Finkelstein & Poterba 2006).

## 4.6 Conclusion

En dépit des nombreuses explications théoriques développées pour rendre compte de la faible taille du marché de l'assurance dépendance, peu de travaux se sont intéressés aux particularités de ce marché. Dans leur article Brown et Finkelstein font l'effort de s'intéresser aux caractéristiques empiriques de ce marché.

Les défaillances du côté de l'offre ont deux conséquences observables empiriquement : des prix de l'assurance supérieurs au prix actuariel et un niveau de couverture réduit. A partir des caractéristiques des contrats les plus largement souscrits, les auteurs montrent que ces deux prédictions sont vérifiées. Les prix des contrats dépendance sont bien majorés par rapport au prix actuariel et ils le sont davantage que sur les autres marchés de l'assurance. Les niveaux de couverture sont eux aussi réduits. Les contrats couvrent en moyenne moins d'un tiers du risque de dépense de soins. Les auteurs montrent par ailleurs que ces résultats sont robustes aux hypothèses alternatives.

Dans le même temps les auteurs montrent que ces deux caractéristiques ne permettent pas d'expliquer pleinement la taille limitée du marché. Pour que ces deux phénomènes rendent compte pleinement de la taille limitée du marché, on devrait observer un rationnement par les prix et/ou un rationnement par les quantités. Ces résultats suggèrent que les explications relatives à la taille limitée du marché sont davantage à rechercher du côté de la demande plutôt que du côté de l'offre.

## Troisième partie

# Les déterminants de la demande d'assurance

## Chapitre 5

# Les comportements de demande d'assurance face au risque dépendance : une approche théorique

« Tout ce qui est simple est faux, tout ce qui est compliqué est inutilisable. »

Paul Valéry

### 5.1 Introduction

Dans les chapitres trois et quatre, nous avons abordé "l'énigme de l'assurance dépendance" en nous intéressant à l'offre d'assurance. Comme le remarquent Brown et Finkelstein (2007), les explications par les imperfections de l'offre ne suffisent pas à expliquer le faible développement du marché. Il convient également de se demander pourquoi la demande d'assurance dépendance n'est pas plus conséquente. Les chapitres 5 et 6 sont destinés à l'étude de ce phénomène. Dans ce chapitre, nous allons tenter de comprendre, exclusivement à partir de modèles théoriques, pourquoi les individus ne s'assurent pas davantage.

La littérature sur le sujet explique le faible développement de l'assurance en prenant en compte des phénomènes exogènes qui influent la demande d'assurance des individus. On retient notamment :

- le rôle de l'aide publique (Brown & Finkelstein 2008) ;
- l'influence du comportement des enfants (Zweifel & Struve 1998).

Une étude de la littérature révèle que les modèles existants ne s'attardent pas outre mesure sur le comportement individuel face au risque dépendance. Le développement contrarié de l'assurance ne pourrait s'expliquer que par des influences exogènes (l'Etat ou le comportement des enfants). Dans ce chapitre, nous avons décidé de nous recentrer sur l'étude des préférences individuelles. Notre intuition première est de montrer que même un individu isolé<sup>1</sup> qui ne bénéficie pas de l'aide publique peut avoir intérêt à ne pas s'assurer en raison de ses préférences individuelles. Avant de considérer des modèles plus complexes qui prennent en compte les rapports entre les générations ou les effets d'éviction, il nous a semblé nécessaire de s'attarder sur le comportement individuel. Pour cela, nous avons privilégié deux voies de recherche.

Dans le chapitre 3, nous avons montré dans la lignée du raisonnement de Cutler que des problèmes d'assurabilité incitaient les assureurs à ne proposer qu'un produit en rente. Nous essayons maintenant d'analyser dans quelles conditions un individu peut avoir intérêt à moins s'assurer lorsque seul un produit en rente lui est proposé plutôt qu'une pleine assurance.

Ensuite, nous avons décidé d'analyser l'effet de l'état de dépendance sur la perception de la richesse. Cook et Graham définissent un bien irremplaçable comme un bien modifiant l'utilité obtenue par la richesse (Cook & Graham 1977). A la suite de Bien et Alary, nous pouvons donc considérer que le capital sanitaire et l'autonomie qui l'accompagne est un exemple de bien irremplaçable (Alary & Bien 2008). Ceci implique de recourir à des fonctions d'utilité contingentes<sup>2</sup>. Si la première spécificité de la dépendance est d'être un risque long, la seconde est que l'individu en état de dépendance n'a plus la même perception du monde (et donc de la richesse) qu'en état de non dépendance. L'idée poursuivie est qu'un individu dépendant n'est plus vraiment le même que lorsqu'il était autonome. La dépendance qui se caractérise dans la grande majorité des cas par un choc sanitaire irréversible<sup>3</sup> altère les préférences de l'individu et

---

<sup>1</sup>On fait abstraction des rapports intrafamiliaux dans la décision d'assurance.

<sup>2</sup>La contingence se définit ici par rapport à l'état de santé.

<sup>3</sup>Voir le schéma sur les effets des chocs sanitaires au début du chapitre 2.

modifie sa perception de la richesse dans l'état de dépendance. Ce phénomène influe directement les comportements de demande d'assurance.

Dans ce chapitre, nous avons délibérément choisi de conserver un cadre théorique standard de demande d'assurance (EU). Les modèles non EU ont déjà donné lieu à une littérature abondante<sup>4</sup>. Cependant, il n'y a pas de raison *a priori* que les individus soient davantage non EU par rapport à la dépendance que par rapport à un autre risque. Les modèles non EU ne prennent donc pas particulièrement en compte les spécificités du risque dépendance. Nous avons donc préféré raisonner dans un cadre standard afin de pouvoir enrichir ces modèles à l'aide des spécificités du risque dépendance (modèle à deux périodes et utilité contingente). L'originalité de notre approche est en effet d'enrichir la théorie classique de l'assurance en introduisant des spécificités propres au risque dépendance. A l'aide de ces préférences contingentes, il est ensuite possible de déterminer le prix de la dépendance en situation d'équilibre général. Comprendre les mécanismes de détermination du prix des soins dépendance permet en effet de prévoir l'évolution du prix de la dépendance<sup>5</sup> et d'analyser l'effet prix des soins sur la demande d'assurance.

Le chapitre 5 est organisé comme suit. La section 2 dresse une revue de la littérature en s'intéressant aux raisons théoriques susceptibles d'expliquer le faible développement du marché. La section 3 s'intéresse aux comportements de demande face à une assurance en rente dans un cadre standard. La section 4 analyse l'effet de l'état de santé sur la perception de la richesse à l'aide de fonctions d'utilité bivariées et son effet sur la demande d'assurance. La section 5 détermine les soins dépendance dans un modèle d'équilibre général simplifié. La section 6 conclut.

## 5.2 Une revue de littérature théorique

Notre étude de la littérature remplit en réalité un triple objectif :

1. Elle permet de dresser un état de l'art sur la demande d'assurance dépendance. Une revue

---

<sup>4</sup>Pour une synthèse de cette littérature voir (Gollier 1999).

<sup>5</sup>Ce qui rejoint la problématique abordée dans le chapitre 3.



critique de cette littérature nous permettra d'apporter des éléments nouveaux dans les sections 3 et 4.

2. Elle permet également d'apporter des éléments sur la manière de modéliser l'utilité des individus.
3. Enfin, elle constitue un cadre théorique au chapitre 6 qui étudie la demande d'assurance d'un point de vue empirique.

Cette étude nous a permis de dégager trois phénomènes susceptibles d'influencer de manière positive ou négative la demande d'assurance dépendance :

1. l'effet d'éviction de l'aide publique (effet négatif) ;
2. la corrélation positive entre demande d'assurance dépendance et demande d'assurance décès (effet contrasté) ;
3. l'aléa moral intergénérationnel (effet négatif).

L'effet d'éviction par l'assurance sociale est un phénomène classique susceptible de peser sur la demande d'assurance privée. Les deux autres phénomènes en revanche sont propres à la couverture d'un risque long. Ils découlent de l'introduction du temps et des rapports entre générations dans les modèles classiques de demande d'assurance.

Plutôt que de parler d'aléa moral intergénérationnel, il serait plus juste de parler d'une anticipation par les parents de comportements opportunistes de la part de leurs enfants qui les conduit *in fine* à restreindre leur demande d'assurance. C'est pourquoi le phénomène d'aléa moral intergénérationnel se retrouve dans le chapitre consacré à la demande et non dans le chapitre 7 consacré aux asymétries d'information.

### **5.2.1 Aide publique et assurance : éviction ou complémentarité**

Il convient de se demander en premier lieu, si l'aide publique n'exerce pas une concurrence par rapport à l'assurance dépendance ce qui expliquerait le faible développement de cette dernière. Cet effet d'éviction a été mesuré sur le marché américain. Cependant cet effet étant fortement lié au contexte institutionnel, il est très difficile de généraliser ce phénomène aux autres pays.

## Un effet d'éviction constaté sur le marché américain

Deux phénomènes peuvent rendre compte de cet effet d'éviction de l'aide publique (Brown & Finkelstein 2004b) :

- la redondance des prestations ;
- la réduction de l'exposition au risque des revenus.

La situation de second payeur place Medicaid en concurrence directe avec l'assurance privée. Si l'individu s'assure, il aura accès à une prestation équivalente à ce qu'il aurait eu s'il ne s'était pas assuré. L'utilité marginale à souscrire une assurance privée est donc quasi nulle.

## Les résultats du modèle actuariel en présence d'une assurance standard

A l'aide d'un modèle actuariel calibré, Brown et Finkelstein modélisent le comportement d'un individu de 65 ans qui optimise sa consommation de façon à maximiser son utilité intertemporelle pour une richesse initiale et un environnement institutionnel donné (Brown & Finkelstein 2008). Les auteurs calculent l'utilité de l'individu dans le cas où il souscrit une assurance et dans le cas où il n'en souscrit pas. La disposition à souscrire une assurance est définie comme le surcroît de richesse initiale qui permet d'égaliser les utilités dans le cas sans assurance et dans le cas avec assurance. Si la "disposition à souscrire"<sup>6</sup> est positive, cela signifie que l'individu a intérêt à acheter une assurance pour un montant égal à sa disposition. Le modèle permet d'expliquer le faible taux d'équipement du marché de l'assurance dépendance. Il permet notamment d'avancer trois résultats :

1. La désincitation à souscrire une assurance est très forte. Pour un homme de richesse médiane, la souscription entraînerait une perte financière quasiment équivalente à la valeur actualisée des primes d'assurance.
2. Les femmes comme les hommes ont une propension à souscrire négative. Or, les contrats sont unisexes. Ils sont donc plus avantageux d'un point de vue actuariel pour les femmes.

---

<sup>6</sup>Ce terme est une traduction imparfaite de "willingness to pay for private insurance" utilisé par Brown et Finkelstein. Nous utiliserons de manière synonyme les termes de disposition ou de propension afin de traduire ce concept.

Il est donc surprenant que les femmes aient également une disposition à souscrire négative dans la mesure où elles auraient intérêt à souscrire davantage d'un point de vue purement actuariel. Ceci s'explique par le fait que les femmes ont une probabilité d'être éligible au programme Medicaid plus forte que les hommes. En moyenne, elles disposent d'un revenu moindre. Qui plus est elles bénéficient d'une espérance de vie supérieure ce qui dans le contexte américain se traduit par un risque de paupérisation plus élevé. Par conséquent, les personnes qui auraient le plus intérêt *a priori* à souscrire ce type de contrat ne vont pas le faire car elle bénéficient également d'une probabilité plus forte de bénéficier de l'aide publique. Ce mécanisme est particulièrement révélateur de l'effet d'éviction.

3. Selon le modèle et pour un contrat standard qui plafonne l'indemnité journalière à 100\$ par jour, seuls les 20 à 30% des hommes et des femmes les plus riches ont une incitation à souscrire un contrat dépendance.

### **Les résultats du modèle actuariel en présence d'assurance parfaite**

Le quatrième chapitre a étudié les imperfections de l'offre d'assurance et ses impacts sur l'équilibre de marché. Afin de séparer l'effet relatif aux imperfections de l'offre de l'effet d'éviction, Brown et Finkelstein ont également modélisé le comportement d'une personne de 65 ans en présence d'un contrat sans imperfection (Brown & Finkelstein 2008). Il se caractérise par une tarification actuarielle pour les hommes et des indemnités non plafonnées. Les simulations permettent d'aboutir à deux résultats.

1. La tarification actuarielle pour les hommes entraîne une division par deux des primes d'assurance. Il est donc intéressant de simuler l'effet de cette baisse du prix de l'assurance sur la disposition à souscrire. Le modèle montre que la tarification actuarielle pour les hommes n'augmente que faiblement leur disposition à souscrire. Elle était de 40% en présence d'une assurance imparfaite et elle est de 50% en présence d'assurance parfaite (lorsque les primes sont divisées par deux). L'élasticité prix de la demande d'assurance est donc faible. Ceci s'explique par la forte attraction de l'aide publique.
2. On peut également simuler la demande d'assurance en présence d'indemnités journalières non plafonnées afin d'isoler l'effet d'éviction par l'aide publique. Les résultats sont sur-

prenants. Les individus sont encore moins disposés à souscrire une assurance que dans le cas imparfait évoqué précédemment. La disposition à payer ne devient positive que pour les individus les plus riscophobes (à partir du 60ème décile voire du 90ème décile des individus les plus riscophobes).

Il s'avère donc que même en présence de contrats parfaits, la demande d'assurance progresserait relativement peu. Ces résultats limitent donc la portée des explications retenues dans les chapitres 3 et 4.

### Aide publique et taxe implicite

Brown et Finkelstein proposent également de calculer une "taxe implicite" à Medicaid. Cette taxe correspond en réalité au ratio entre ce que fait perdre l'assurance en termes d'aide publique et ce qu'elle fait gagner en terme de prestations. Cette taxe se calcule à l'aide de la formule 5.1 :

$$\text{taxe implicite} = \frac{\left[ \begin{array}{c} \text{prestations Medicaid} \\ \text{actualisées} \\ \text{avec assurance} \end{array} \right] - \left[ \begin{array}{c} \text{prestations Medicaid} \\ \text{actualisées} \\ \text{sans assurance} \end{array} \right]}{[\text{prestations actualisées versées par l'assurance privée}]} \quad (5.1)$$

Le numérateur représente ce que fait perdre la souscription d'un contrat d'assurance en matière d'aide publique. Le dénominateur représente ce qu'il fait gagner. Les auteurs estiment un ratio proche de 1 pour les bas revenus et il diminue avec la richesse. Il est de 0,6 pour un homme disposant d'une richesse médiane et de 0,77 pour une femme disposant d'une richesse médiane. Plus un individu est pauvre, plus la taxe implicite est élevée. Pour un individu pauvre, le gain des indemnités d'assurance en cas de sinistre est totalement compensé par la perte de l'aide publique.

Le résultat de ces simulations obtenues sur le marché américain est intéressant. D'un côté Medicaid entraîne un fort effet d'éviction par rapport à l'assurance privée et dans le même temps ce programme offre une couverture très incomplète. En effet, pour un individu bénéficiant d'une richesse médiane, 40% des dépenses des hommes et 30% des dépenses des femmes ne sont pas

couverts par Medicaid. Medicaid privilégie également un profil de consommation inter-temporel très heurté. Les individus sont incités à liquider leur patrimoine avant d'entrer en maison de soins, ce qui peut s'avérer problématique si l'individu est amené à ressortir de la maison de soins ce qui arrive dans 66% des cas.

Dans le cas américain, Medicaid induit donc un fort effet d'éviction notamment pour les individus les moins riches et les femmes. Medicaid propose donc un substitut incomplet mais gratuit à l'assurance dépendance. Brown et Finkelstein en concluent que toutes les mesures d'incitations fiscales développées aux Etats-Unis afin de développer davantage le marché de l'assurance dépendance sont largement inefficaces tant que Medicaid continuera à jouer ce rôle de taxe implicite sur l'assurance privée.

### **Une complémentarité sur le marché français**

Sur le marché français, il est important de mentionner que le développement de l'assurance est allé de paire avec le développement de l'aide publique. Le développement de l'aide publique a permis de sensibiliser au risque de dépendance (Plisson 2003). Le modèle utilisé par Brown et Finkelstein montre également que si l'assurance joue le rôle de second payeur les résultats sont tout à fait différents même en gardant les contrats types proposés sur le marché américain. Le cas étudié est en effet très proche du contexte institutionnel de l'APA.

Les simulations montrent que si l'assurance est un complément strict de l'aide publique, les dispositions à souscrire sont cette fois positives pour tous les déciles et croissent avec la richesse. Le fait que les prestations d'assurance ne soient pas prises en compte dans les critères d'éligibilité à l'APA fait qu'il n'existe pas de taxe implicite de l'assurance *via* l'aide publique. Comme nous l'avons étudié dans l'annexe du chapitre 2, même un individu riche reçoit une aide publique au titre de la dépendance.

## 5.2.2 Demande d'assurance dépendance et demande d'assurance décès

L'article de Meier s'intéresse aux interactions entre les demandes d'assurance décès<sup>7</sup> et d'assurance dépendance (Meier 1998). *A priori*, les individus qui souscrivent des contrats d'assurance décès seraient dotés de préférences qui les inciteraient également à souscrire un contrat d'assurance dépendance. L'assurance dépendance aurait donc vocation à se développer autant que l'est le marché de la temporaire décès. Meier essaie de comprendre pourquoi le marché de l'assurance dépendance n'est pas aussi développé que celui de la temporaire décès.

Pour cela il part de l'hypothèse que l'assurance dépendance sert principalement à protéger le patrimoine de l'assuré. Elle remplit selon l'auteur davantage une fonction de transfert qu'une fonction d'assurance. Elle se distingue en ça de l'assurance décès. Cependant, ces deux types d'assurance partagent une particularité : les indemnités d'assurance servent davantage aux héritiers des assurés qu'aux assurés eux-mêmes. Ces deux types d'assurance pourraient donc correspondre à un même besoin : l'égalisation de l'héritage entre les différents états de la nature. Sans assurance, l'héritage en cas de mort prématurée est en général supérieur à l'héritage après une longue période de dépendance (Pauly 1990). Par conséquent, toute personne rationnelle qui souscrit une assurance décès afin d'égaliser le revenu des héritiers entre l'état de mort du souscripteur et l'état où il continue à vivre devrait également souscrire une assurance dépendance afin d'égaliser le revenu des héritiers entre l'état où le souscripteur meurt sans dépendance et l'état où il connaît une longue période de dépendance.

Les études empiriques ne confirment pas ces hypothèses. Alors que le taux d'équipement de la temporaire décès est dans la plupart des pays très élevé, celui de l'assurance dépendance est relativement faible (Assous & Mathieu 2002) (Taleyson 2003b) (Karlsson 2002).

Ceci peut s'expliquer par le fait que l'assurance dépendance est un produit relativement nouveau et il existe une incertitude sur la part que vont prendre les pouvoirs publics dans le financement de ce risque. On peut à ce titre parler d'aléa moral des individus par rapport à la part des pouvoirs publics dans le financement de la dépendance. A l'inverse, la demande

---

<sup>7</sup>Dans l'article original, les auteurs parlent de "life insurance" mais cette appellation est ambiguë car elle renvoie dans le contexte français à un produit en épargne. C'est pourquoi il est préférable de parler dans ce cas d'assurance décès ou de temporaire décès. Ce type de contrat indemnise les proches en cas de décès de l'assuré tant que l'assuré verse des primes. Si l'assuré résilie son contrat, aucune sortie en capital n'est possible et les proches ne sont plus assurés. C'est un contrat d'assurance classique dit à "fonds perdus".

d'assurance décès est probablement surestimée dans la mesure où les individus sont souvent contraints d'en souscrire une s'ils veulent contracter un emprunt immobilier. Il est difficile d'estimer quel serait le niveau des demandes pour ces deux produits si ces marchés n'étaient pas soumis à de telles distorsions.

### **Les hypothèses du modèle de Meier**

Dans le modèle de Meier, l'utilité dépend à la fois de la richesse mais aussi de l'héritage. De plus le niveau d'utilité retiré de la consommation dépend également de l'état de santé de l'individu. La fonction d'utilité est bien contingente mais cette contingence ne prend pas en compte toutes les situations tout comme dans l'article de Zweifel et Struwe (Zweifel & Struwe 1998). L'utilité contingente est ici simplifiée. La dépendance est modélisée comme un choc d'utilité qui diminue l'utilité marginale de la consommation.

Le modèle combine les modèles classiques de demande d'assurance-vie à deux périodes (Hakansson 1969) (Fisher 1973) avec un modèle de demande d'assurance dépendance sur une période qui intègre l'altruisme (Meier n.d.a) (Meier n.d.b). L'assurance décès augmente l'héritage en cas de mort prématurée alors que l'assurance dépendance augmente le revenu si l'individu devient dépendant en seconde période. L'individu est supposé vivre un maximum de deux périodes.

Les consommations et les montants d'héritage sont nécessairement positifs. Dans ce modèle, le parent ne peut pas transmettre des dettes à ses enfants. En revanche, le niveau d'épargne peut être négatif. Les calculs de résolution du modèle sont repris dans l'annexe du chapitre 5.

### **Les résultats du modèle de Meier**

Les calculs de maximisation indiquent que la demande d'assurance décès dépend simultanément négativement du revenu ( $w$ ) et positivement du degré d'altruisme ( $\alpha$ ). Plus les individus sont altruistes et plus ils souscrivent une assurance décès afin de protéger leurs proches. A l'inverse, moins les individus ont de revenu et plus ils souscrivent une assurance décès. Ce résultat

	Effet des paramètres individuels sur la demande d'assurance		
	Altruisme ( $\alpha$ )	Choc d'utilité ( $\gamma$ )	Revenu ( $w$ )
Assurance décès ( $\beta$ )	+	+	-
Assurance dépendance ( $\lambda$ )	+	+	-

TAB. 5.1 – L'effet des paramètres individuels sur la demande d'assurance dépendance et d'assurance décès

peut s'expliquer dans la mesure où un individu fortuné a moins besoin d'assurer ses proches au cas où il viendrait à mourir. Son patrimoine jouera le rôle d'auto-assurance.

En revanche, l'influence du revenu ( $w$ ) et de l'altruisme ( $\alpha$ ) sur la demande d'assurance dépendance est plus ambiguë. Si le choc d'utilité consécutif à l'état de dépendance décline ( $\gamma$ ), la demande d'assurance décès et d'assurance dépendance augmenteront. Si l'impact de l'état sur la perception de la richesse diminue, l'individu aura intérêt à transférer davantage de richesse entre les différents états. Dans ce cas, la demande d'assurance pour les deux types de contrat augmente. La corrélation entre la demande d'assurance décès et la demande d'assurance dépendance pour des niveaux de revenu et d'altruisme différents peut donc être soit positive soit négative. Le tableau 5.1 résume l'effet des paramètres individuels sur la demande d'assurance dépendance et la demande d'assurance décès.

Pour résumer, un individu achète de l'assurance décès s'il est suffisamment altruiste et pas trop riche. Un individu achète de l'assurance dépendance et de l'assurance décès si le choc de l'état de dépendance sur la fonction d'utilité ( $\gamma$ ) est faible. Une corrélation positive entre les deux demandes d'assurance existe lorsque  $\gamma$  est le seul paramètre qui est modifié. Si l'altruisme ( $\alpha$ ), le choc d'utilité ( $\gamma$ ) et le revenu ( $w$ ) se modifient, l'effet positif du choc d'utilité peut être contrebalancé par les effets de l'altruisme et du revenu. Les réactions à une modification des paramètres peuvent donc être différentes. Ainsi on peut distinguer quatre types différents d'individus :

1. Le type 1 achètera les deux types d'assurance ;
2. Le type 2 achètera de l'assurance dépendance mais pas d'assurance décès ;
3. Le type 3 achètera de l'assurance décès mais pas d'assurance dépendance ;
4. Le type 4 préférera ne pas s'assurer.



Le modèle de Meier est intéressant car il est l'un des premiers à prendre en compte l'altruisme dans les comportements de demande d'assurance dépendance. Par ailleurs ces résultats sont contrastés. Le faible développement de l'assurance dépendance pourrait donc s'expliquer par la surreprésentation des individus de type 3 et 4 au sein de la population. Le chapitre 6 réservé aux estimations empiriques nous permettra de tester si on observe ou non une corrélation forte entre l'assurance dépendance et la temporaire décès.

### **5.2.3 L'aléa moral intergénérationnel**

Un autre explication théorique au faible développement de l'assurance dépendance réside dans ce que l'on peut appeler l'aléa moral intergénérationnel. Les parents anticiperaient un comportement d'aléa moral intergénérationnel de la part de leurs enfants ce qui les inciterait à ne pas s'assurer. Les enfants seraient alors incités à davantage s'occuper de leurs parents. Cette idée a d'abord été émise par Pauly puis reprise par Zweifel (Pauly 1990) (Zweifel & Struve 1998).

#### **Les intuitions de Pauly**

L'article de Pauly est particulièrement intéressant dans la mesure où il s'agit d'un des tous premiers articles qui apporte une explication théorique au faible développement de l'assurance dépendance. Il ne propose pas un modèle achevé mais de nombreuses intuitions et idées de modélisation qui seront reprises par la suite.

Les explications habituellement retenues pour expliquer le faible développement de l'assurance dépendance aux Etats-Unis relevaient de la méconnaissance du risque par les individus. Cette méconnaissance peut revêtir deux aspects. Une méconnaissance face au risque et une méconnaissance des critères d'éligibilité du système d'assurance sociale Medicare. Pauly a essayé de comprendre comment un individu :

- bien informé,
- maximisant son espérance d'utilité,
- riscophobe,

- qui associe la dépendance avec une forte augmentation de la mortalité,
  - pour qui les membres de sa famille représentent une aide alternative de soins,
- n'a rationnellement pas intérêt à s'assurer contre la dépendance (Pauly 1990).

Aux Etats-Unis les personnes peu fortunées ne souscrivent pas d'assurance dépendance. La couverture Medicaid apparaît donc comme une assurance complète avec une franchise égale à sa propre richesse. Elle constitue donc un substitut parfait et gratuit à l'assurance dépendance pour les personnes peu fortunées. Ce qui est plus étrange c'est que les classes moyennes, qui disposent souvent d'un patrimoine à protéger et qui, la plupart du temps souscrivent des complémentaires santé, ne souscrivent pas d'assurance dépendance. Et ce alors même que leurs chances de bénéficier de l'assurance sociale sont faibles puisqu'elles devront dépenser quasiment tout leur patrimoine avant de devenir éligibles. C'est plus particulièrement à ce phénomène concernant les classes moyennes que Pauly s'intéresse.

1. Une première explication tient au fait que les individus ignorent les risques qui présentent de faibles probabilités, des sinistres élevés et qui ne sont pas survenus récemment (Kunreuther 1978). Cette tendance a été observée sur d'autres marchés d'assurance et est propre à ce que l'on peut appeler les "risques catastrophes". Cependant, en ce qui concerne la santé, ces comportements sont rares (Hershey et al. 1984).
2. Une seconde explication serait la méconnaissance des individus face aux critères de l'assurance sociale. Les personnes âgées seraient mal informées des conditions d'éligibilité du programme Medicaid et du champ de couverture du programme Medicare et penseraient être couvertes contre ce risque alors qu'elles ne le sont pas. La méconnaissance concernerait ici l'étendue de la couverture publique. Cette tendance a été observée empiriquement (AARP 1985).
3. Une troisième explication revient au coût élevé de l'assurance individuelle. D'autres travaux ont d'ailleurs observé des taux de chargement particulièrement élevés (Cutler 1993).

Le modèle de Pauly explique le faible développement du marché sans recourir à l'explication par les coûts de transaction, l'anti-sélection ou la méconnaissance du risque. Pauly explique que certains contrats d'assurance spéciaux seraient davantage adaptés à la couverture du risque dépendance.

**Un niveau d'utilité supposé constant** Le modèle se place uniquement dans un contexte de prise en charge en établissements de soins. A noter que la prise en charge à domicile est exclue tout comme dans de nombreux travaux américains (Finkelstein & Garry 2006). Cette hypothèse s'explique par le fait que le programme Medicaid ne prend en charge que les soins en établissements. L'individu est supposé sans épouse ou époux ce qui est une hypothèse acceptable dans la mesure où 84% des personnes en établissements de soins sont veufs.

Pauly considèrent que les individus disposent d'un patrimoine noté  $\bar{W}$  en début de période. Dans le cas initial, on suppose que l'individu n'a pas d'héritiers ou de proches. Il prend ses décisions d'assurance uniquement pour lui. Le programme de l'individu peut alors s'écrire :

$$\max_{C^t} EU = \sum_{t=1}^H p_t^h U(C^t) + \sum_{t=1}^H p_t^s \bar{U}^s \quad (5.2)$$

$$s.c. \quad \bar{W} = \sum_{t=1}^H p_t^h \cdot C^t + \sum_{t=1}^H p_t^s \cdot \bar{X} \quad (5.3)$$

Les notations du modèle sont reprises en annexe du chapitre 5. Comme dans l'état de dépendance, les soins englobent la consommation, on suppose que le niveau d'utilité est constant et correspond à  $\bar{U}^s$ . L'individu en état de dépendance ne valorise donc pas sa richesse à l'aide d'une fonction d'utilité. Soit il dispose de la somme  $\bar{X}$  nécessaire à payer les soins et il a un niveau d'utilité  $\bar{U}^s$ , soit il n'en dispose pas et il est alors suffisamment pauvre pour être pris en charge par l'assurance sociale qui lui garantira un niveau d'utilité  $\bar{U}^s$ . Dans un premier temps, Pauly n'envisage pas différents niveaux de prise en charge.

Une première solution serait d'utiliser la richesse totale  $\bar{W}$  pour contracter une rente viagère qui paierait un montant  $\bar{X}$  pour chaque période passée en dépendance et  $C^t$  pour chaque période de vie passée en bonne santé. Cependant, ce type de rente viagère adaptée à la dépendance n'existe pas.

Si  $\bar{W} \geq S\bar{X}$  où  $S$  est le nombre maximum de périodes passées en dépendance alors l'individu est assez riche pour subvenir aux coûts de la dépendance. L'auteur suppose dans ce cas de figure que pour un  $\bar{W}$  suffisamment important, la personne n'est pas éligible au programme Medicaid. Dans ce cas la contrainte de budget du modèle 5.2 est modifiée et devient :

$$\bar{W} \geq \sum_{t=1}^{H-S} C^t + S\bar{X}$$

Inversement, il se peut que la personne vive assez longtemps de sorte que sa richesse en période  $t$  devienne trop faible pour financer sa dépendance. Dans ce cas, la contrainte 5.4 n'est pas respectée.

$$W_t > S\bar{X} \tag{5.4}$$

Il est possible que les dépenses de dépendance surpassent la richesse de l'individu. Dans ce cas, si l'individu continue à consommer une somme équivalente à  $\bar{X}$  pour financer sa dépendance, les lois sur la faillite individuelle ainsi que le programme Medicaid vont faire en sorte que l'utilité de l'individu en cas de dépendance ne tombe pas en dessous d'un minimum  $\bar{U}^s$ . Par conséquent son patrimoine et donc sa succession ne peut pas être négative. Ses héritiers ne peuvent pas hériter de ses dettes. Dans le pire des cas, on a :

$$W - S\bar{X} = 0$$

Dans ce cas il n'y aura donc pas de demande d'assurance dépendance même si elle est proposée à un taux actuariel. Le versement d'une prime d'assurance afin de se couvrir contre un coût de dépendance  $\bar{X}$  dans chaque période réduira nécessairement le montant consommé  $C$ .

L'assurance n'est pas souscrite parce que l'utilité marginale d'un dollar supplémentaire en état de dépendance est égal à 0. Si je suis plus riche en état de dépendance, cela n'augmente pas mon utilité car ma consommation est comprise dans mon total de soins qui lui est fixe. A l'inverse, si je suis trop pauvre pour payer mes soins, Medicaid me prendra en charge et me garantira un niveau d'utilité  $\bar{U}^s$ . Cette utilité marginale nulle en état de dépendance est la conséquence directe de l'hypothèse forte du modèle selon laquelle la consommation en état de dépendance est constante et donc que le niveau d'utilité en état de dépendance l'est aussi.

**Une qualité de prise en charge variable** Pauly suppose ensuite que la qualité des établissements de soins peut varier, ce qui remet en cause l'hypothèse forte d'utilité constante en état de dépendance. Le coût des soins  $X$  peut varier. Le montant des soins peut donc être considéré comme une fonction de la richesse initiale ( $X = X(W)$ ), alors que le montant des soins financé par Medicaid reste fixe ( $\bar{X}$ ). Dans ce cas, la demande d'assurance dépendance peut être positive. Il suffit alors de substituer  $X$  à  $\bar{X}$  dans la fonction objectif 5.2. Il est alors intéressant de maximiser cette fonction par rapport aux variables  $C_t$  et  $X_t$  qui dépendent toutes deux de l'état de santé. On obtient alors la fonction objectif 5.5.

$$\max_{C^t, X_t} EU = \sum_{t=1}^H p_t^h U(C^t) + \sum_{t=1}^H p_t^s U[X(W)] \quad (5.5)$$

$$s.c. \quad \bar{W} = \sum_{t=1}^H p_t^h \cdot C^t + \sum_{t=1}^H p_t^s \cdot X(W) \quad (5.6)$$

Dans ce cas, il est possible que lorsque les personnes vieillissent, elles souhaitent s'assurer afin de financer la différence entre  $\bar{X}$  et  $X$ . L'assurance permettrait alors de bénéficier d'une maison de retraite plus confortable en cas de dépendance. Cependant, souscrire une assurance complémentaire qui finance uniquement la différence entre  $\bar{X}$  et  $X$  n'est pas permis par le programme Medicaid.

Dans ce cadre d'espérance d'utilité, on peut considérer dans un premier temps le cas d'une assurance qui verse une indemnité  $X > \bar{X}$  en cas de dépendance. Si l'individu n'a pas d'utilité marginale à laisser un héritage, il n'y aura pas de demande d'assurance dans les périodes où la richesse en début de période excède  $X$ . En effet, un individu égoïste n'a intérêt à s'assurer que s'il n'est pas assez riche pour couvrir ses frais de dépendance. Cela signifie que si l'assurance doit être souscrite, elle le sera uniquement dans les dernières années de la vie.

**La prise en compte des comportements altruistes** Qu'advient-il du modèle si les parents valorisent le fait de laisser un héritage à leurs enfants, sachant que le parent reste toujours la personne décisionnaire en matière de soins et d'assurance? Une utilité marginale positive de l'héritage affectera toujours la planification de la consommation dans le temps. La raison en est

simple. Différer une dépense d'une valeur de un dollar à la période suivante permet à la fois d'accroître les opportunités de consommation dans la période suivante si on survit et d'améliorer le patrimoine que l'on lèguera si on ne survit pas.

**Assurance dépendance et marchandage intra familial** Pauly introduit ensuite l'idée selon laquelle la fonction principale de l'assurance dépendance répond à une fonction de transfert plutôt qu'à une fonction d'assurance. Elle permet de protéger le patrimoine laissé par les parents à leurs héritiers. Même si les parents ne retirent aucune utilité de l'héritage, les enfants valorisent cet héritage. Si les enfants sont riscophobes, ils auront intérêt à ce que leurs parents soient assurés contre le risque de séjour en établissement de soins. Dans ce cas, l'assurance dépendance apparaît alors comme une protection qui se surajoute à l'assurance décès. L'assurance dépendance sert alors à se prémunir contre le risque que les indemnités d'assurance décès servent uniquement à payer les factures du séjour en établissement de soins. Une personne qui contracte une assurance décès pour ses proches sans souscrire d'assurance dépendance peut très bien devenir dépendant et séjourner en établissement de soins. A sa mort, l'indemnité de l'assurance décès est versée à ses proches et héritiers mais il laisse également une facture, celle du séjour en établissement de soins. Au final, les bénéficiaires de l'assurance décès se servent de l'indemnité reçue pour payer la facture laissée par les parents. L'assurance dépendance permet donc de s'assurer contre ce risque.

Pauly introduit ensuite l'idée selon laquelle les parents peuvent influencer le comportement de leurs héritiers à l'aide du montant d'héritage. Cette idée a été développé dans des travaux antérieurs (Bernheim, Shleifer & Summers 1985). Il suppose également que les parents préfèrent rester dans leur environnement plutôt que de déménager en établissement de soins et que la prise en charge de leur dépendance soit assurée par leurs enfants plutôt que par des professionnels extérieurs.

L'utilité des enfants peut donc s'écrire

$$U_K = U_K(C_K, A)$$

L'utilité des parents peut donc s'écrire

$$U_P = U_P [C_P, A, M_P, U_K(C_K, A)]$$

---

---

Notations	
$C_K$	Consommation des enfants
$A$	Aide des enfants envers leurs parents
$U_K$	Fonction d'utilité des enfants
$C_P$	Consommation des parents
$M_P$	Dépenses médicales des parents

---

---

Les parents vont donc se servir de l'héritage pour inciter leurs enfants à fournir un niveau d'aide  $A$  qui maximise leur utilité (celle des parents). Des parents altruistes peuvent utiliser le montant d'héritage pour inciter les enfants à les aider mais dans le même temps acheter une assurance afin de se prémunir contre une partie des coûts d'établissements. Une partie des coûts en établissements sera subie quand  $A$  sera soit trop coûteux soit trop inefficace. Cependant, il existe des caractéristiques du risque dépendance et des contrats d'assurance dépendance qui peuvent limiter cette conclusion et qui appellent à une modification du modèle.

Il est probable que les personnes âgées anticipent correctement le fait qu'une fois en situation de dépendance, leur pouvoir d'arbitrer entre leur propre consommation et le niveau d'héritage qu'elles souhaitent laisser sera limité. Une personne trop faible pour organiser un tant soit peu sa production domestique sera également jugée incapable de manipuler son niveau d'héritage. Il serait possible d'écrire dans son testament une clause du style "si mes enfants me placent en établissement de soins sans raison, ils seront déshérités". Le problème est qu'en pratique, ce type de clause est impossible à faire appliquer. De plus, il y aura un effet d'aléa moral associé à l'assurance dépendance. La présence d'assurance incitera les enfants à recourir à davantage d'aide professionnelle que dans le cas sans assurance. Sans assurance, un dollar dépensé pour des soins en établissement réduira l'héritage du même montant. Ce modèle d'assurance dépendance est identique à d'autres modèles développés précédemment (Pauly 1968) (Zeckhauser 1970).

Ceci signifie que les personnes âgées qui sont encore capables de décider de leur niveau de couverture mais dont les enfants contrôlent le niveau d'aide auraient, en cas de dépendance, un

niveau d'utilité espéré plus élevé sans assurance qu'avec assurance. Ce résultat est illustré par le graphique suivant qui représente en ordonnée le prix de l'aide professionnelle et en abscisse la quantité d'aide professionnelle souhaitée. Si on appelle  $AT$  l'aide totale reçue par les parents, au plus l'aide professionnelle  $Q$  est importante, moins l'aide des enfants notée  $A$  sera importante. On a donc la relation suivante :

$$AT = Q + A$$

Pauly étudie graphiquement l'impact d'une couverture notée  $I^*$  sur le niveau d'aide professionnelle demandée par les parents (cf graphique en annexe du chapitre 5). Il suppose que les parents préfèrent toujours être pris en charge par leurs enfants plutôt que par des professionnels extérieurs. Dans le cas extrême, la demande des parents pour l'aide professionnelle devrait être nulle. Cependant cet effet est compensé par l'altruisme des parents envers leurs enfants qui veulent leur éviter une charge de travail trop lourde et l'inefficacité possible de l'aide apportée par les enfants. C'est pourquoi il existe bien une courbe de demande des parents pour l'aide professionnelle. On observe cependant qu'elle est décalée vers la gauche par rapport à celle des enfants. Ce décalage illustre la préférence des parents pour l'aide familiale.

**Quantités d'aide professionnelle optimale pour les parents et les enfants** En cas de maladie neuro dégénérative des parents, ce sont les enfants qui déterminent la quantité d'aide professionnelle apportée à leurs parents. Ainsi les parents préféreraient que leurs enfants voient diminuer leur potentiel héritage lorsqu'ils les mettront en établissement de soins. Ne pas s'assurer correspond donc à une incitation pour les enfants à ne pas se désintéresser de leurs parents. Cela explique aussi pourquoi les parents ne souhaitent pas que leurs enfants souscrivent une assurance en leur nom (voir la démonstration graphique en annexe).

L'article de Pauly explore donc différentes pistes susceptibles d'expliquer comment un individu rationnel, riscophobe et qui n'est pas pauvre peut choisir de ne pas s'assurer face au risque financier de la dépendance. Celle-ci sert en premier lieu à protéger l'héritage qui, en présence d'un marché d'annuités imparfait, est probablement trop élevé. Par ailleurs, l'assurance fait qu'il est très aisé pour les enfants de substituer l'aide professionnelle à leur propre aide infor-



melle. Le fait que les parents s'assurent désincitent donc les enfants à les prendre en charge. Cette idée sera reprise et développée par la suite par Zweifel et Struwe (1998). Il résulte donc que le fait que les individus ne s'assurent pas n'est pas forcément le signe d'une défaillance de marché mais plutôt le résultat de comportements intrafamiliaux. Dans ce cas, ce marché ne nécessite pas une intervention de l'Etat. Par certains aspects ce modèle reste propre au design institutionnel américain et est donc difficilement transposable au cas français. Cependant, il a le mérite de donner de nombreuses intuitions qui seront reprises par la suite.

### **Les hypothèses du modèle de Zweifel**

Zweifel reprend 8 ans plus tard les intuitions de Pauly relatives à l'aléa moral intergénérationnel (Zweifel & Struwe 1998). Il complète le modèle en intégrant l'arbitrage entre marché du travail et aide informelle effectuée par les enfants. La souscription d'un contrat d'assurance par les parents tend à diminuer la fourniture de soins en nature par les enfants, notamment pour ceux qui perçoivent des salaires relativement faibles sur le marché du travail. Si les enfants perçoivent des salaires élevés, ils préféreront acheter des services de soins pour leurs parents. Dans ce cas, la souscription d'un contrat par leurs parents ne va que sensiblement modifier leur comportement. En revanche, les enfants qui perçoivent un salaire faible sur le marché du travail ne peuvent pas acheter des services de soins. Ils sont donc contraints d'aider leurs parents en leur accordant du temps s'ils ne veulent pas que l'héritage que leur prédestinaient leurs parents soit entièrement dépensé en soins. Dans ce cas, si leurs parents souscrivent un contrat d'assurance, ils redeviendront autonomes financièrement et leurs enfants pourront donc aller au cinéma le dimanche plutôt que d'aller voir leurs parents dépendants pour s'en occuper, sans crainte que leur héritage soit amputé. La littérature sur le sujet montre en effet que dans un premier temps (ou pour une certaine quantité d'heures par semaine), l'enfant peut augmenter son niveau d'utilité en aidant ses parents dépendants. Mais très vite, on atteint un point au delà duquel aider ses parents constitue une désutilité pour les enfants (Bernheim et al. 1985).

L'article de Zweifel et Struwe met en doute les effets positifs en terme de bien-être de la mise en place d'une assurance privée obligatoire comme cela a été décidé en Allemagne. La justification économique de cette mesure était de lutter contre l'aléa moral inhérent à l'assurance

sociale. Les assureurs étant mieux à même de lutter contre les comportements d'aléa moral, il était logique qu'ils prennent en charge ce risque. Par ailleurs, le fait de rendre cette assurance obligatoire empêchait en grande partie les phénomènes d'anti-sélection (Buchholz & Wiegard 1992). Les auteurs montrent à travers leur modèle que cette réforme a imposé une assurance pour laquelle il n'existait pas de demande privée en raison des comportements intra familiaux.

La mise en évidence d'un aléa moral intergénérationnel par Pauly ne signifiait pas pour autant que les parents refusaient totalement de s'assurer. Zweifel et Struwe poursuivent l'analyse et déterminent sous quelles conditions l'aléa moral des enfants peut être assez fort pour réduire la demande d'assurance des parents à néant.

### Les résultats du modèle de Zweifel et Struwe

Les calculs de Zweifel et Struwe sont repris en annexe du chapitre 5. Nous ne reprenons ici que les principaux résultats. Si l'enfant n'aime pas s'occuper de ses parents ( $\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} < 0$ ) et que le bien-être du parent dépend du fait qu'il continue à voir ses enfants, alors le niveau de couverture aura un effet négatif sur l'utilité des parents. En revanche, si l'enfant gagne relativement bien sa vie sur le marché du travail ( $w > cp$ ), et que le signe de  $\frac{dA_L^K}{dR^P}$  est indéterminé, il est alors possible que les parents aient un intérêt personnel à souscrire un contrat d'assurance dépendance. Qui plus est, la contrainte de participation (le terme en  $\nu\pi$ ) ne joue pas contre une valeur positive de la prime d'assurance payée par les parents ( $R^P > 0$ ).

**Il apparaît donc que dans le cas où les enfants gagnent moins sur le marché du travail qu'une aide à domicile ( $w < cp$ ), l'achat d'une assurance dépendance diminuera l'utilité des parents puisqu'elle incitera les enfants à réduire leur aide.** Si le salaire de l'enfant est en revanche supérieur, l'achat d'une assurance est conforme à l'intérêt des parents. Si ce modèle se vérifie empiriquement, les personnes qui souscrivent un contrat d'assurance dépendance devraient donc avoir des enfants qui gagnent relativement bien leur vie.

Ce résultat dépend également de la probabilité des parents d'être dépendants (valeur de  $\pi$ ). On se propose d'étudier les cas limites  $\pi \rightarrow 0$  et  $\pi \rightarrow 1$ .

**Premier cas limite**  $\pi \rightarrow 1$ . Ainsi, la probabilité des parents d'être dépendants est supérieure à la probabilité du risque de dépendance pour laquelle la prime excède l'indemnité ( $\pi > \pi_0$ ). La probabilité d'être dépendant est très élevée et l'effet de mutualisation disparaît. Il n'est plus intéressant de s'assurer et le marché de l'assurance disparaît.

**Deuxième cas limite**  $\pi \rightarrow 0$ . Est-ce que l'assurance sera souscrite dans le cas où la probabilité des parents d'être dépendants tend vers zéro ( $\pi \rightarrow 0$ )? Si  $\pi \rightarrow 0$ , *a priori* l'effet de mutualisation augmente d'autant. Dans le cas où les parents constituent un "bon risque" ( $\pi \rightarrow 0$ ), l'effet direct de l'assurance sur le degré de satisfaction des parents devient négatif et un montant nul de la prime d'assurance payée par les parents ( $R^{P^*} = 0$ ) redevient la solution optimale. Si les parents représentent un "bon risque",  $R^{P^*}$  ne peut être positif que si les enfants gagnent relativement bien leur vie sur le marché du travail ( $w < cp$ ) (cf 9.49); la contrainte d'incitation relative au niveau d'aide joue fortement ( $\lambda \gg 0$ ) et la contrainte de participation joue fortement ( $\nu \gg 0$ ).

### Portées et limites du modèle de Zweifel et Struwe

L'intérêt des résultats obtenus par Zweifel et Struwe est de ne pas faire d'hypothèse sur l'effet de l'aide apportée aux parents sur l'utilité de l'enfant (autrement dit le signe de  $\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K}$ ). Il est intéressant de remarquer que la décision d'assurance des parents doit nécessairement prendre en compte la réaction des enfants à cet achat dans leur comportement d'aide. Le résultat principal de l'article est que lorsque les enfants gagnent relativement moins qu'une aide à domicile sur le marché du travail, on a une situation qui les incite à s'occuper de leurs parents afin de préserver leur héritage. Dans ce cas tout achat d'une couverture dépendance ne peut que diminuer le bien être des parents puisque leurs enfants vont moins les aider. Les parents n'ont donc aucun intérêt à souscrire un contrat d'assurance dépendance. L'aléa moral mis en évidence par Pauly s'applique donc là où son impact est le plus fort. Par conséquent, l'assurance dépendance obligatoire telle qu'elle est appliquée en Allemagne devrait occasionner une perte de bien-être pour une grande partie des personnes âgées. En empêchant des niveaux de couverture différents, elle viole la contrainte de participation et d'incitation des enfants.

Dans ce contexte, le Principal ne pourra plus inciter l'Agent à lui venir en aide puisqu'il n'aura plus la maîtrise de son niveau de couverture. Sachant leurs parents pris en charge, les enfants dits "mauvais" n'auront aucun intérêt à les prendre en charge. Les parents ne pourront plus diminuer leur couverture afin d'inciter leurs enfants à les prendre en charge et leur laisser ainsi un héritage plus conséquent. Avec une couverture obligatoire, la relation Principal-Agent devient donc moins efficiente.

Pauly en conclut que de nombreuses personnes âgées pourraient se couvrir contre le risque dépendance à l'aide de contrats d'épargne plutôt que de contrats d'assurance. Un des produits financiers alternatif mentionné par Pauly est le "reverse mortgage" que nous avons déjà abordé dans le chapitre 4 (Jacobs & Weissert 1986)<sup>8</sup>. En cas de dépendance, la banque devient propriétaire du bien immobilier. En contrepartie, le titulaire du contrat peut séjourner dans un établissement de soins aussi longtemps que nécessaire. Ce type de contrat est plus intéressant pour les parents car il n'est pas soumis à l'aléa moral intergénérationnel car les fournisseurs traditionnels d'aide que sont les enfants ne sont pas incités à diminuer leur montant d'aide (Zweifel & Struve 1996).

Le modèle présenté appelle cependant une série de critiques.

En premier lieu, il convient de préciser que l'absence de demande d'assurance de la part des parents provient en réalité d'une anticipation *ex ante* de comportements opportunistes de la part de leurs enfants. Dans les faits, il est difficile de distinguer un comportement individualiste de la part des parents qui comptent sur leurs enfants pour les prendre en charge d'une anticipation de comportements opportunistes des enfants. Il est facile de dissimuler des comportements individualistes derrière un argumentaire selon lequel les enfants sont opportunistes. Pour justifier un comportement opportuniste des enfants, les parents devraient se baser sur des faits objectifs. Le fait que les enfants aident déjà leurs parents est une preuve qu'ils ne sont pas opportunistes mais dans ce cas, cela peut signifier que les parents sont déjà légèrement dépendants. On ne se situe plus alors dans une situation *ex ante*. Nous retrouverons ce problème de temporalité dans l'estimation menée par Courbage et Roudaut de l'aléa moral intergénérationnel, présentée dans le chapitre 6.

---

<sup>8</sup>Un produit de "reverse mortgage" correspond à un viager. Littéralement c'est un emprunt hypothécaire à l'envers.

En second lieu, le signe de  $\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K}$  reste ouvert mais les auteurs n'envisagent pas la possibilité que ce signe évolue entre les générations. Une fois le signe déterminé, on considère que ce signe reste stable entre les générations. Or, on peut très bien envisager un "choc d'altruisme", autrement dit un signe positif pour une génération qui devient négatif pour la génération suivante. En plus de l'intérêt théorique, cette hypothèse peut correspondre à l'évolution des 60 dernières années. On peut en effet supposer un signe positif dans les années 50 puis à cause de l'émancipation des femmes, des distances géographiques et de l'augmentation du travail féminin un signe qui devient négatif pour la génération suivante, dans les années 80.

Une autre situation envisageable est celle où la relation entre  $w$  et  $cp$  évolue. Si au cours de sa vie l'enfant se met à gagner plus, est-ce qu'il va modifier ses comportements d'aide vis-à-vis de ses parents? Par ailleurs on ne prend pas en compte le nombre d'enfants. On est toujours dans une relation entre un parent et un enfant. Or il n'est pas impossible que le nombre d'enfants modifie le comportement face à l'assurance quel que soit le sens de cette relation (Courbage & Roudaut 2007).

Cette première série de critique tient au caractère statique du modèle. Il n'envisage pas dans la modélisation telle qu'elle est proposée, des chocs d'altruisme d'une génération à l'autre ou des chocs de revenu.

Un autre aspect pose problème. Cette théorie fait abstraction des relations de couple. Pour les individus mariés, la première personne à recevoir l'héritage sera l'époux ou l'épouse et non l'enfant. Donc si je décide de ne pas m'assurer afin d'inciter mes enfants à s'occuper de moi, je vais davantage pénaliser mon conjoint qu'inciter mes enfants. Si je deviens dépendant et que je n'ai pas souscrit d'assurance, mon conjoint va davantage s'occuper de moi, ce qui en général nuit à sa santé. Si je préfère préserver mon conjoint afin de recourir à une aide professionnelle, je vais diminuer notre patrimoine d'autant. Comme la probabilité de décès est plus forte en situation de dépendance, il est probable que je décède avant mon conjoint. Je lui laisserai alors un patrimoine plus faible qui ne lui permettra pas de financer sa dépendance. Or, une grande majorité des individus compris entre 50 et 60 ans, c'est-à-dire aux âges où on a la plus forte probabilité de souscrire l'assurance, sont mariés. Donc faire abstraction des relations de couples nuit à la portée de l'explication théorique de Zweifel. Il y a fort à parier que les relations de couple impactent plus largement la demande d'assurance que les relations parents enfants

(Lakdawalla & Philipson 2002). Il est également possible de prendre en compte l'interaction entre les enfants dans la prise en charge de leurs parents.

Les sections suivantes vont tenter de comprendre pourquoi les individus ne s'assurent pas davantage en explorant d'autres pistes que celles évoquées jusqu'à présent.

Une première limite des modèles présentés dans cette section tient à l'offre d'assurance. La plupart des modèles analysent les comportements de demande en présence d'une pleine assurance ou d'une co-assurance. Or, dans la plupart des pays, les contrats proposés sont des contrats en rente. Cette rente qui n'offre qu'une couverture incomplète du risque financier de la dépendance s'explique par la présence d'un risque agrégé non mutualisable que nous avons étudié dans le chapitre 3. La section 3 s'intéresse donc aux comportements de demande en présence d'une rente dépendance.

La section 4 reprend l'idée d'une utilité contingente de l'état de santé et développe un modèle plus général que ceux proposés jusqu'à présent qui analyse l'effet de l'état de dépendance anticipé sur l'utilité marginale de la richesse.

### **5.3 Les comportements de demande face à une rente dépendance**

La revue de littérature a montré qu'il était difficile de raisonner dans un cadre à une seule période face au risque dépendance et qu'il était difficile de ne pas prendre en compte les effets de l'état de santé sur la perception de la richesse. Les deux principales raisons théoriques au faible développement du marché que nous avons pu dégager relèvent donc d'un effet d'éviction de l'aide publique (qui est propre au contexte institutionnel américain) et d'un aléa moral intergénérationnel, conséquence des comportements intra-familiaux. Dans cette section nous sommes partis d'un postulat différent. Comme la présence d'un risque agrégé incite les assureurs à ne proposer que des contrats incomplets, il est intéressant d'étudier dans quelle mesure l'incomplétude de l'offre peut modifier les comportements de demande. Cette approche apparaît comme la suite logique de l'analyse de Cutler présentée dans le chapitre 3.

Dans la théorie standard de l'assurance, le schéma indemnitaire est toujours une fonction,

linéaire ou non du montant de sinistres  $X$ . Les modèles présentés dans la section 2 reprennent cette modélisation.

Or, en France, la quasi totalité des contrats ne proposent pas une assurance dépendance au sens strict du terme mais plutôt une rente dépendance. Autrement dit, la prestation versée par la compagnie d'assurance est déconnectée du montant réel des dépenses de soins. Et il en va de même aux Etats-Unis, dans la mesure où les contrats proposés sont dits indemnitaires mais en réalité ils proposent un plafond de remboursement relativement bas. Par conséquent, dans la grande majorité des cas, ce plafond de remboursement est atteint. On se retrouve donc face à un contrat qui ressemble beaucoup, dans les faits, aux contrats en rente proposés sur le marché français. L'indemnité  $I$  n'est donc pas une fonction du sinistre  $X$  mais de la prime versée et de la durée du versement. Cette modification aboutit à des résultats différents de ceux de la théorie standard.

Plutôt que de nous lancer dans des modèles explicatifs complexes, mêlant les relations intergénérationnelles dans un cadre multi période, il nous a semblé important de revenir à un modèle plus simple mais qui a le mérite de s'intéresser aux types de contrats tels qu'ils sont proposés aujourd'hui sur le marché. Comme les contrats en rente ne couvrent pas la totalité du risque de dépense de soins, il nous a semblé intéressant de les mettre en concurrence avec les mécanismes d'auto-assurance classiques tels que l'épargne.

Notre modèle étudie le comportement d'un individu maximisant son espérance d'utilité face à une rente dépendance dans un cadre théorique standard. La dépendance est appréhendée ici uniquement comme un risque de perte de revenu en seconde période. L'individu épargne pour se prémunir contre le risque de dépendance car il est prudent (Kimball 1990). Il a la possibilité d'épargner une part de son revenu en première période ou de souscrire une rente afin de faire face à ce risque de perte de revenu de seconde période.

Dans un premier temps, l'individu a uniquement la possibilité d'investir dans un actif sans risque. Dans un second temps, l'individu aura la possibilité soit d'investir une proportion  $(1-x)$  de son épargne dans un actif sans risque, soit une part  $x$  de son épargne en actif risqué qui peut prendre la forme soit d'un actif financier classique, soit d'une rente dépendance. Le concept d'épargne renvoie ici à la non consommation de première période. Ce n'est pas à proprement parler de l'épargne dans la mesure où cette non consommation permet également de financer la

rente dépendance qui est à fond perdu. Le transfert de richesse d'une période à l'autre n'est donc pas certain. En revanche, le concept d'épargne reste approprié dans la mesure où cette somme n'est pas consommée en première période. Nous nous référerons donc au concept d'épargne pour désigner cette non consommation de première période. Lorsqu'il s'agira de la part de non consommation réellement épargnée, nous utiliserons les notions d'épargne sans risque ou d'épargne risquée. Par ailleurs, l'utilité de l'individu dépend uniquement de sa richesse et non d'un risque sanitaire. L'individu apprécie sa richesse dans un cadre TUE.

Ceci nous amène à des hypothèses restrictives. En particulier, nous faisons abstractions des relations intrafamiliales et des transferts intergénérationnels. Nous ne prenons pas en compte l'éventualité d'une aide financière des enfants afin de financer la dépendance de leurs parents, ni la part de l'épargne des parents destinée aux legs (Sloan & Norton 1997). Nous excluons également de notre analyse les problèmes liés aux asymétries d'informations et à l'effet d'éviction de l'aide publique (Sloan & Norton 1997). Enfin, l'effet de dépendance sur la perception de la richesse est volontairement laissé de côté. Il sera abordé dans la section 4.

Ces hypothèses nous amènent donc à trois types de variations autour d'un même modèle. Dans chaque modèle nous déterminons le niveau d'épargne optimal  $E^*$  et lorsque l'individu a le choix entre un actif sans risque et un actif risqué nous déterminons  $x^*$ , la part optimale de cette épargne investie dans un actif risqué ou dans un produit en rente. A l'aide de la statique comparative, nous déterminons quels sont les impacts du coût de la dépendance ( $D$ ), du revenu de première période ( $R_1$ ) et du revenu de seconde période ( $R_2$ ) sur le niveau optimal d'épargne et la part investie dans la rente dépendance. Ensuite nous étudions l'effet des paramètres  $p$  (probabilité de dépendance),  $r$  (taux d'intérêt) et  $\rho$  (taux de préférence pour le présent) sur le niveau optimal d'épargne et sa part d'actif risqué.

Enfin, nous étudions quel type de stratégie maximise l'utilité de l'individu afin de déterminer celle qui est la plus efficace. Ces résultats serviront de cadre pour nos estimations empiriques menées dans le chapitre 6.



### 5.3.1 Le modèle de demande d'assurance

#### Consommation sur plusieurs périodes sans revenu aléatoire : le modèle standard

Le modèle 5.7 présente le modèle classique d'optimisation intertemporelle de la consommation en situation de certitude (Eeckhoudt & Gollier 1992).

$$\begin{aligned} & \max_{c_0, c_1, \dots, c_{n-1}} \sum_{t=0}^{n-1} \rho^t u(c_t) \\ \text{s.c.} \quad & \sum_{t=0}^{n-1} \frac{c_t}{(1+r)^t} \leq \sum_{t=0}^{n-1} \frac{y_t}{(1+r)^t} \end{aligned} \tag{5.7}$$

$\rho_t$  représente donc un paramètre psychologique qui peut s'interpréter comme un degré d'impatience pour le présent. Il se définit de la manière suivante :

$$\rho_t = \left( \frac{1}{1+\beta} \right)^t$$

De la même manière qu'avec la structure de l'espérance d'utilité, l'individu a la même fonction d'utilité à chaque période. Mais si dans la structure de l'espérance d'utilité nous multiplions l'utilité perçue dans un état de la nature par la probabilité de réalisation de cet état, ici en revanche nous multiplions l'utilité perçue à une période par un facteur d'actualisation  $\rho_t$  qui représente la préférence pour consommer plus tôt que plus tard. Il permet de relier les fonctions d'utilité des différentes périodes de la manière suivante :

$$u_t = \rho^t u_0$$

Cette écriture permet de simplifier les calculs par rapport au cas où les fonctions d'utilité sont complètement différentes d'une période à l'autre. Afin de justifier la forme additive par rapport au temps des fonctions d'utilité intertemporelles il est également possible de reprendre les axiomes de la théorie d'espérance de l'utilité.

Dans le cas de l'optimisation intertemporelle,  $u$  concave indique une aversion à la fluctuation de la consommation entre les périodes. Le fait que l'utilité marginale soit décroissante par

rapport à la consommation incite le consommateur à lisser sa consommation dans le temps. Il y a donc équivalence entre ces deux résultats.

Le résultat du modèle standard est le suivant. Si le rendement de l'épargne  $r$  (le taux d'intérêt des marchés financiers<sup>9</sup>) et le taux de préférence pour le présent  $\beta$  sont nuls, l'individu va consommer exactement la même quantité quelle que soit la période. Si tel n'est pas le cas, la préférence pour le présent ainsi qu'un rendement positif de l'épargne représentent deux effets qui jouent en sens contraire. Le fait que l'un l'emporte sur l'autre poussera l'individu à ne pas consommer de manière identique à chaque période.

### Une application du modèle standard à la demande d'assurance dépendance

Nous adaptons ici le modèle de demande d'assurance sur deux périodes au cas de la demande d'assurance dépendance. La dépendance est alors considérée comme un risque sur le revenu de seconde période qui devient aléatoire. La première période correspond à une période de vie active où l'individu perçoit un revenu  $R_1$  et la seconde période à une période de retraite où l'individu perçoit un revenu  $R_2$ . En seconde période, l'individu est soumis à un risque financier  $D$  qui représente le coût de la dépendance avec une probabilité  $p$ . La dépendance est ici assimilée à un risque de perte de revenu de seconde période. Le modèle 5.8 intègre ces modifications.

$$\begin{aligned} \max_{E_1} \quad & V(E_1) = u_0(c_1) + Eu_1(\tilde{c}_2) & (5.8) \\ C_1 = & R_1 - E_1 \\ C_2 = & (1+r)E_1 + \tilde{R}_2 \\ s.c \quad & \sum_{t=1}^2 \frac{c_t}{(1+r)^t} \leq \sum_{t=1}^2 \frac{R_t}{(1+r)^t} \end{aligned}$$

Notre modèle suppose que l'individu ne peut pas devenir dépendant durant la première période. La consommation de seconde période correspond à la richesse restante après avoir financé la prise en charge de la dépendance. Le modèle peut se réécrire comme suit :

---

<sup>9</sup>Ce taux d'intérêt correspond également au taux d'intérêt technique utilisé par les assureurs afin de valoriser les primes entre la première période et la seconde période.

$$\max_{E_1} V(E_1) = u(C_1) + \rho E \left[ u(\widetilde{C}_2) \right]$$

ou encore :

$$\begin{aligned} \max_{E_1} V(E_1) &= u(C_1) + \rho \left[ pu(C_2^{dep}) + (1-p)u(C_2^{\overline{dep}}) \right] \\ C_1 &= R_1 - E_1 \\ C_2^{dep} &= (1+r)E_1 + R_2 - D \\ C_2^{\overline{dep}} &= (1+r)E_1 + R_2 \end{aligned} \quad (5.9)$$

La première contrainte représente la contrainte budgétaire de première période. L'individu peut soit consommer son revenu  $R_1$  soit l'épargner ( $E_1$ ).

En seconde période, deux états du monde sont possibles. Dans l'état de dépendance il va consommer  $C_2^{dep}$  qui correspond à son revenu de seconde période  $R_2$ , ajoutée à son épargne actualisée  $(1+r)E_1$  auquel il soustrait le coût de prise en charge de sa dépendance  $D$ . S'il n'est pas dépendant, il consommera  $C_2^{\overline{dep}}$ , soit l'intégralité de ses ressources de seconde période.

Afin de simplifier les calculs, nous considérons que  $u$  suit une fonction d'utilité logarithmique telle que  $u(x) = \ln(x)$ . Les conditions du premier ordre s'écrivent alors

$$\frac{1}{R_1 - E_1} = \rho(1+r) \left[ \frac{p}{(1+r)E_1 + R_2 - D} + \frac{1-p}{(1+r)E_1 + R_2} \right] \quad (5.10)$$

Ce résultat est conforme au résultat classique de la littérature repris dans la condition 5.11 (Eeckhoudt & Gollier 1992).

$$u'_0(y_0 - s^*) = (1+r)Eu'_1((1+r)s^* + \tilde{y}_1) \quad (5.11)$$

En simplifiant les calculs (Annexe du chapitre 5), le niveau d'épargne optimal peut s'écrire de la manière suivante :

$$E_1^* = \frac{-b + \sqrt{\Delta}}{2a} \quad (5.12)$$

avec

$$\begin{aligned} 2a &= 2(\rho + 1)(1 + r) \\ -b &= \rho(1 + r)R_1 + [1 + \rho(1 - p)]D - (2 + \rho)R_2 \\ \Delta &= [2\rho(1 + r)[p(1 + \rho) - 1]]R_1D + \\ &\quad \rho[2(1 - p) + \rho(p - 1)^2]D^2 + \\ &\quad [2\rho^2(1 + r)]R_1R_2 + \\ &\quad [\rho^2(1 + r)^2]R_1^2 + \\ &\quad \rho^2R_2^2 \end{aligned}$$

Nous pouvons alors étudier l'impact d'une des variables  $D$ ,  $R_1$  et  $R_2$  sur le niveau d'épargne  $E_1^*$ , les autres paramètres restant inchangés.

### 5.3.2 Résultats de statique comparative sur le modèle standard

#### L'effet du revenu de première période $R_1$ sur le niveau d'épargne

L'expression 5.13 étudie l'effet du niveau de revenu de première période  $R_1$  sur le niveau d'épargne optimal  $E_1^*$ . A partir d'un jeu de paramètres (expliqué en annexe du chapitre 5) il est possible de simuler l'effet du revenu de première période sur le niveau d'épargne optimal. La figure 5-1 montre que cet effet est toujours positif et qu'à partir d'environ 600 euros de revenu en première période, la relation est quasiment linéaire.

$$\frac{\partial E_1^*}{\partial R_1} = \frac{1}{2a} \left[ \rho(1 + r) + \frac{2\rho(1 + r)(p - 1)(2 + \rho)D + 2\rho^2(1 + r)R_2 + \rho^2(1 + r)^2R_1}{2\sqrt{\Delta}} \right] \quad (5.13)$$

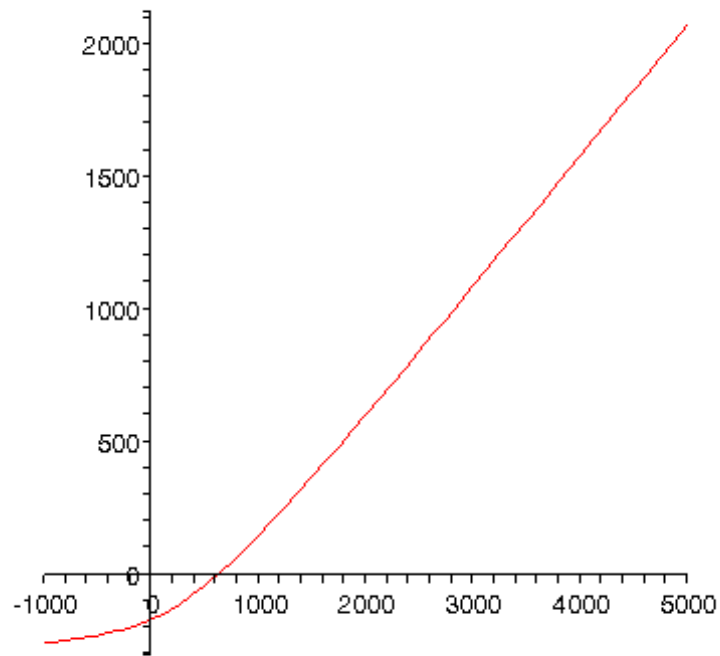


FIG. 5-1 – Effet des variations du revenu de vie active sur le niveau d'épargne de première période

### L'effet du revenu de seconde période $R_2$ sur le niveau d'épargne

L'effet du revenu de seconde période sur le niveau d'épargne est représenté par l'expression 5.14 et le graphique 5-2. L'effet est toujours négatif et quasi linéaire.

$$\frac{\partial E_1^*}{\partial R_2} = \frac{1}{2a} \left[ -(2 + \rho) + \frac{2\rho [p + (p - 1)(1 + \rho)] D + [2\rho^2(1 + r)] R_0 + \rho^2}{2\sqrt{\Delta}} \right] \quad (5.14)$$

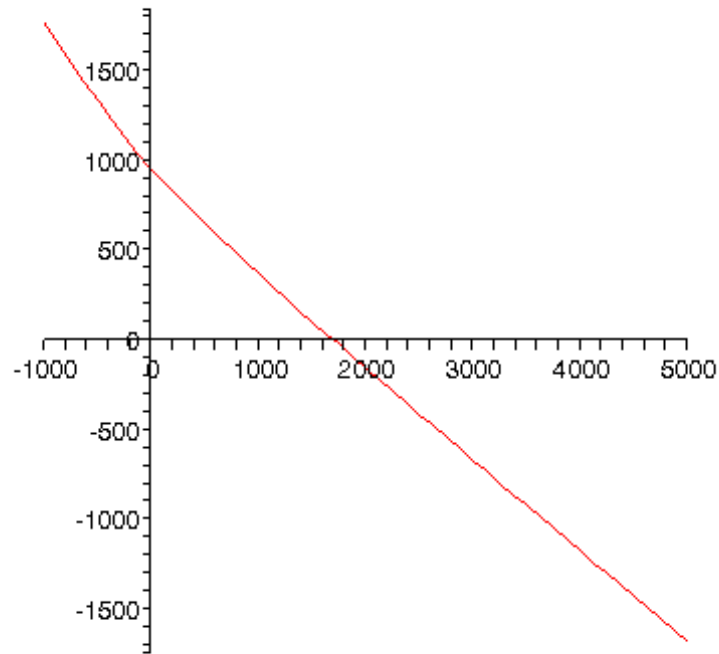


FIG. 5-2 – Effet des variations du montant de la retraite sur le niveau d'épargne de première période

## L'effet du coût de la dépendance $D$ sur le niveau d'épargne

L'effet du coût potentiel de la dépendance en seconde période sur le niveau d'épargne de première période est représenté par l'expression 5.15 et le graphique 5-3.

$$\frac{\partial E_1^*}{\partial D} = \frac{1}{2a} \left[ \frac{1 + \rho(1-p) + \frac{[2\rho(1+r)[p(1+\rho)-1]]R0}{2\sqrt{\Delta}}}{\rho[2(1-p)+\rho(p-1)^2]D+2\rho[p+(p-1)(1+\rho)]R1} + \right] \quad (5.15)$$

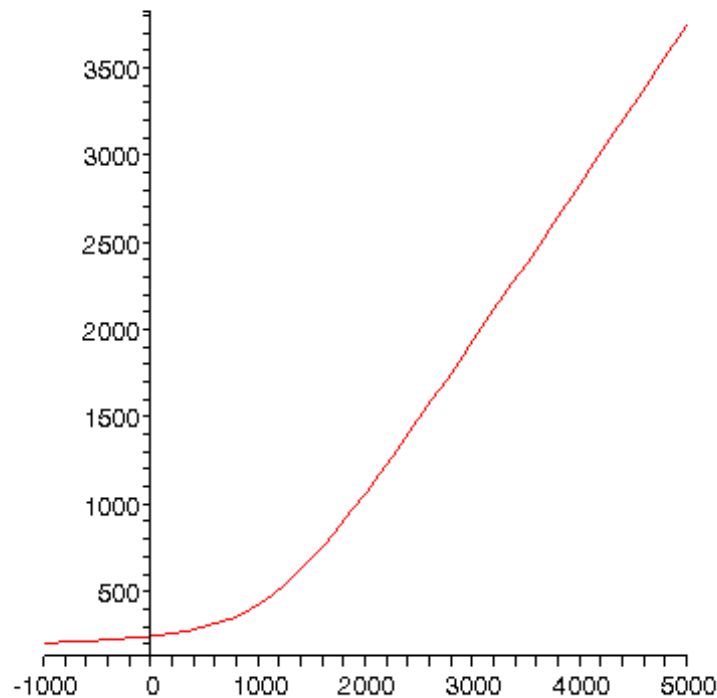


FIG. 5-3 – Effet du coût de la dépendance sur le niveau d'épargne de première période

Le graphique 5-3 indique que l'effet du coût de la dépendance en seconde période est quasiment constant jusqu'à 800 euros de coût de la dépendance puis l'effet marginal augmente brusquement entre 800 et 1000 euros de coût mensuel de la dépendance. Il est ensuite quasiment linéaire. Selon ce modèle, l'individu aurait donc intérêt à transférer une part constante de son revenu en seconde période, que ce soit *via* l'épargne ou *via* l'assurance.

### 5.3.3 Le modèle avec un actif risqué non corrélé au risque

Le contrat d'assurance n'est pas un actif financier classique. Comme l'indique Schlessinger :

"In some ways, insurance is simply a financial asset. However, whereas most financial assets are readily tradable and have a risk that relates to the market place, insurance is a contract contingent on an individual's own personal wealth changes. This personal nature of insurance is what distinguishes it from other financial assets." (Schlessinger 2000).

Cependant, dans notre cas nous ne nous intéresserons pas au caractère *intuitu personnae* du contrat d'assurance. Il est considéré comme actif financier classique mais dont le degré de corrélation au risque est de -1. L'actif risqué non corrélé au risque correspond à un actif financier classique dont le rendement est aléatoire comme une action ou un portefeuille d'actions. L'objet de cette partie est d'étudier l'efficacité de la stratégie qui consiste à placer une partie de son épargne en actif risqué afin de se couvrir contre le risque.

La consommation de seconde période  $\widetilde{C}_2$  est donc aléatoire.  $C_2^{dep}$  correspond au niveau en cas de dépendance et  $C_2^{\overline{dep}}$  correspond à la consommation de seconde période lorsque l'individu n'est pas confronté à une situation de dépendance. Cependant dans ce cas de figure, la consommation de deuxième période  $\widetilde{C}_2$  ne dépend pas uniquement du risque dépendance mais également du rendement aléatoire de l'actif risqué. Dans un premier temps nous supposons que l'aléa sur le risque dépendance est indépendant de l'aléa sur le risque financier.

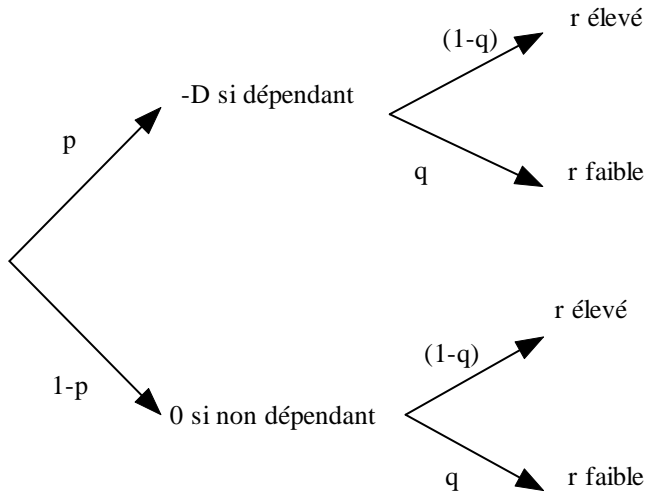
$$\widetilde{d} \perp \widetilde{r}$$

Nous pouvons alors écrire :

$$\widetilde{C}_2 = f(\widetilde{d}, \widetilde{r}) = f(\widetilde{d})f(\widetilde{r})$$

Afin de simplifier les calculs de l'espérance d'utilité, nous supposons que la variable  $\widetilde{d}$  (coût de la dépendance) et la variable  $\widetilde{r}$  (rendement de l'actif financier) suivent des lois de Bernoulli comme l'indique la figure 5.3.3.





Etats de la nature avec un actif risqué non corrélé au  
risque dépendance

$dep$  = dépendant

$\overline{dep}$  = non dépendant (5.16)

$\bar{r}$  = rendement élevé de l'actif financier (5.17)

$\underline{r}$  = faible rendement de l'actif financier

Afin de faciliter les calculs nous maximisons la fonction d'utilité par rapport à  $\epsilon$ , la part investie en actif sans risque et  $\pi$ , la part investie en actif risqué. Après avoir déterminé le  $\epsilon^*$  et le  $\pi^*$ , nous déterminons  $E_1^*$  et  $x^*$  à l'aide des relations suivantes :

$$E_1^* = \epsilon^* + \pi^* \tag{5.18}$$

$$x^* = \frac{\pi^*}{E_1^*}$$

Nous pouvons alors écrire le modèle suivant :

$$\max_{\epsilon, \pi} V(\epsilon, \pi) = u(C_1) + \rho E_{\tilde{c}_1} \left[ u(\tilde{C}_2) \right] \quad (5.19)$$

avec

$$\begin{aligned} C_1 &= R_1 - \pi - \epsilon \\ C_2(dep, \bar{r}) &= R_2 + (1 + \bar{r})\pi + (1 + r)\epsilon - D \\ C_2(dep, \underline{r}) &= R_2 + (1 + \underline{r})\pi + (1 + r)\epsilon - D \\ C_2(\overline{dep}, \bar{r}) &= R_2 + (1 + \bar{r})\pi + (1 + r)\epsilon \\ C_2(\overline{dep}, \underline{r}) &= R_2 + (1 + \underline{r})\pi + (1 + r)\epsilon \end{aligned}$$

L'idée poursuivie ici est de montrer que la consommation de seconde période dépend de deux risques qui ne sont pas corrélés. Ceci nous amène à détailler 4 cas de figure en fonction de l'état de dépendance ou de non dépendance et en fonction du rendement de l'actif risqué. Ces 4 cas de figure détermine donc 4 contraintes qui sont reprises dans le modèle. En première période, l'individu consomme un montant  $C_1$ . Il correspond à la richesse de première période auquel on soustrait la prime d'assurance  $\pi$  et la part du revenu de première période épargnée  $\epsilon$ .

Par définition, l'actif risqué non corellé au risque dépendance n'est pas un parfait instrument de couverture. Nous ne résoudrons donc pas ce modèle et nous nous intéresserons au cas de l'assurance dépendance qui peut s'appréhender comme un actif risqué inversement corrélé au risque de dépendance.

### 5.3.4 Le modèle avec actif risqué inversement corrélé au risque

L'assurance est par définition un actif risqué dont le degré de corrélation avec le risque est de -1. Cependant, nous ne raisonnons pas ici dans le cadre d'une assurance classique mais dans le cas d'une rente. Nous proposons donc un schéma d'indemnisation originale qui représente le type de produit actuellement proposé sur le marché de l'assurance dépendance en France.

## Hypothèse sur le schéma d'indemnisation

Dans la théorie classique de l'assurance, on retient habituellement deux schémas d'indemnisation : l'indemnisation proportionnelle et l'indemnisation avec franchise. Notons  $\tilde{X}$  le montant aléatoire du sinistre et  $I(\tilde{X})$  le schéma d'indemnisation. Dans le cadre d'une assurance proportionnelle avec taux de co-assurance  $\gamma$ , le schéma d'indemnité se définit de la manière suivante  $I(\tilde{X}) = \gamma\tilde{X}$ . Dans le cadre d'une assurance avec franchise  $F$ , il s'écrit  $I(\tilde{X}) = \max(0, \tilde{X} - F)$ . Cette modélisation classique de l'assurance ne correspond pas à la réalité de l'assurance dépendance en France ni dans la plupart des pays concernés (Gisserot 2007). En effet, la grande majorité des produits d'assurance dépendance sont des produits en rente. L'indemnité perçue ne dépend pas du montant du sinistre mais de la prime acquittée ainsi que de l'âge de l'assuré au moment de la souscription de son contrat.

Plus précisément si on note

$\pi$  : prime du contrat d'assurance en rente

$\alpha$  : taux de rendement de la rente dépendance<sup>10</sup>

On peut donc définir l'indemnité versée en cas de sinistre de la manière suivante :

$$I(\pi) = (1 + \alpha)\pi$$

Le fait de retenir un schéma d'indemnité plus proche de la réalité nous permet de mieux modéliser la décision d'assurance. Par ailleurs, ce schéma se distingue des schémas classiques de la littérature et devrait nous écartier des résultats standards de la théorie du risque.

## Calcul du rendement de la rente dépendance

Il convient donc d'exprimer  $\alpha$  en fonction des autres paramètres du modèle afin de comparer les outils de couverture entre eux. Le modèle étant construit sur deux périodes, il est plus simple de considérer que les individus ont tous le même âge et qu'ils souscrivent le contrat à la même date. Si ce n'était pas le cas on serait obligé de valoriser les primes versées en fonction de la

---

<sup>10</sup>Pour une prime  $\pi$  versée, on reçoit une rente  $\alpha\pi$ , en cas de dépendance.

durée de cotisation durant la vie active. Par ailleurs, par souci de simplification, on suppose que  $N$  individus sont confrontés à une même probabilité  $p$  de devenir dépendant et paient une prime identique  $\pi'$ . On note  $\lambda$  le taux de chargement (frais de gestion + profit + prime commerciale). Dans le cas présent, nous retiendrons une formule simple du taux de chargement. Le chargement global  $CT$  s'exprime comme une proportion de l'espérance mathématique du sinistre.  $CT = \lambda E(X)$ . Il convient de distinguer la prime pure  $\pi$  de la prime chargée  $\pi' = (1+\lambda)\pi$  qui correspond à la prime effectivement acquittée par les assurés. Sur la prime chargée, la part  $\pi$  sert à servir la rente dépendance  $(1 + \alpha)\pi$  aux individus qui tombent dépendants tandis que la part  $\lambda\pi$  sert uniquement aux frais divers (chargement technique, chargement commercial et profit de l'assureur).

La société d'assurance réclame  $\pi' = (1+\lambda)\pi$  aux  $N$  individus choisissant de s'assurer contre la dépendance. L'équilibre actuariel de la compagnie d'assurance nous permet alors de déterminer  $\alpha$ .

**Flux positifs** En première période, la compagnie d'assurance reçoit  $N(1+\lambda)\pi$  qu'elle valorise au taux  $r$ . En deuxième période,  $(1-p)N$  individus ne tombent pas dépendants et continuent à acquitter la prime dépendance chargée. La société d'assurance reçoit donc  $(1-p)N(1+\lambda)\pi$ . En deuxième période, la société d'assurance dispose donc de  $(1+r)N(1+\lambda)\pi + (1-p)N(1+\lambda)\pi$ . Sur cette somme,  $(1+r)N\lambda\pi + (1-p)N\lambda\pi$  sert à payer les frais de gestion. Le reste  $(1+r)N\pi + (1-p)N\pi$  sert à financer la dépendance des  $pN$  individus tombés dépendants en deuxième période.

**Flux négatif** En deuxième période,  $pN$  individus tombent dépendants. Ils reçoivent une rente proportionnelle à la prime  $\pi'$  avec un coefficient de proportionnalité  $(1 + \alpha)$ . Autrement dit, la société d'assurance débourse  $pN(1 + \alpha)\pi'$  en deuxième période.

L'équilibre actuariel s'écrit donc  $(1+r)N\pi + (1-p)N\pi = pN(1 + \alpha)\pi'$ . Or  $\pi = \pi'/(1 + \lambda)$ . On a donc :

$$\frac{(1+r)N\pi'}{(1+\lambda)} + (1-p)N\pi'/(1+\lambda) = pN(1+\alpha)\pi'$$

Ce qui nous permet d'écrire :

$$1 + \alpha = \frac{(2 + r - p)}{p(1 + \lambda)} \quad (5.20)$$

Au final,  $\alpha$  dépend positivement de  $r$  (plus les marchés financiers rapportent et plus la compagnie peut compter sur l'argent placé en première période pour financer la dépendance), négativement de  $p$  (plus le nombre d'individus dépendants est élevé et moins la rente dépendance obtenue est importante) et négativement de  $\lambda$  (plus la société d'assurance a des frais élevés et moins elle reverse aux assurés).

### Résultats de statique comparative

Après diverses modifications du modèle général explicitées en annexe du chapitre 5, on obtient les expressions suivantes du montant optimal d'épargne de première période,  $E_1^*$ , en fonction des flux de revenus de première et de deuxième période  $R_1$  et  $R_2$ , du coût supposé de la dépendance  $D$ , et des paramètres  $p$  (la probabilité de devenir dépendant),  $\rho$  (le taux de préférence pour le présent) et  $r$ , le taux d'intérêt de l'épargne sans risque. Ici, il faut noter que, à la différence du modèle standard, l'épargne de première période,  $E_1^*$ , correspond non seulement à la part investie en actif sans risque,  $\epsilon$ , mais aussi à la part investie en actif risqué,  $\pi$ .

### Calcul de $E^*$

#### Case 4 $\lambda = 0$

$$E_1^* = \frac{1}{2 + \beta} \left[ R_1 - \frac{1 + \beta}{1 + r} (R_2 - pD) \right]$$

qui peut s'écrire encore :

$$E_1^* = \frac{1 + \beta}{2 + \beta} \left[ \frac{R_1}{1 + \beta} - \frac{R_2 - pD}{1 + r} \right]$$

**Case 5**  $\lambda = 0, \beta = 0$

Dans ce cas l'individu accorde autant de poids à son utilité présente qu'à son utilité future.

$$E_1^* = \frac{1}{2} \left[ R_1 - \frac{R_2 - pD}{1+r} \right]$$

A l'optimum, l'individu consacre alors la moitié de la différence entre le revenu de première période et le revenu espéré de deuxième période actualisé à l'épargne de première période.

Nous nous intéressons désormais aux effets des variables individuelles et actuarielles sur le montant optimal d'épargne de première période et sur la part de cette épargne dédiée à la prime d'assurance.

**Effets des variables individuelles sur le montant optimal d'épargne** Nous appelons variables individuelles, les variables  $D$ ,  $R_1$ ,  $R_2$  et  $\rho$ . Ce sont des variables qui peuvent varier entre les individus alors que les paramètres  $p$  et  $r$  sont des variables actuarielles qui sont censées s'appliquer à l'ensemble des individus.

Le montant du revenu non consommé en première période s'explique par deux motifs distincts. Cette non consommation sert à lisser le revenu dans le temps afin que l'individu ne connaisse pas de fortes variations de revenu. Ce lissage s'explique par le taux de préférence pour le présent qui est par définition inférieur à 1 mais également par la forme de la fonction d'utilité. De la même manière que l'individu peut être riscophobe, il peut l'être à une fluctuation de sa consommation dans le temps.

$$\frac{\partial E_1^*}{\partial D} = \frac{(2+r)A}{\Delta} = p \frac{1}{2+\beta} \left( \frac{1+\beta}{1+r} \right) \left( \frac{1+\lambda}{1+\lambda \frac{p}{2+r}} \right) > 0 \quad (5.21)$$

Comme attendu, une augmentation du coût de la dépendance  $D$  de seconde période entraîne une augmentation de l'épargne optimale  $E_1^*$  de première période.

Lorsque le coût de la dépendance augmente, plus l'assurance est chargée et plus l'individu transfère du revenu de la première à la seconde période. L'impact de cette augmentation est d'autant plus important que  $p$  est important.

De même, l'augmentation du revenu de première période a toujours un impact positif sur le montant d'épargne de première période.

$$\frac{\partial E_1^*}{\partial R_1} = \frac{1}{2 + \beta} > 0 \quad (5.22)$$

En revanche, l'augmentation de revenu à la retraite a nécessairement un impact négatif sur l'épargne de première période dans la mesure où, toutes choses égales par ailleurs, l'augmentation du revenu de deuxième période atténue la perte de revenu liée à la dépendance et donc la nécessité de lisser le revenu entre les deux périodes.

$$\frac{\partial E_1^*}{\partial R_2} = -\frac{1}{2 + \beta} \left( \frac{1 + \beta}{1 + r} \right) < 0 \quad (5.23)$$

### Effets des variables actuarielles sur le montant optimal d'épargne

$$\frac{\partial E_1^*}{\partial p} = \frac{1}{2 + \beta} \left( \frac{1 + \beta}{1 + r} \right) \left( \frac{1 + \lambda}{1 + \lambda \frac{p}{2+r}} \right) D > 0$$

Ainsi le montant optimal d'épargne de première période augmente avec une probabilité de devenir dépendant grandissante.

$$\frac{\partial E_1^*}{\partial r} = \left( \frac{1 + \beta}{2 + \beta} \right) \left( \frac{R_2 - pD}{(1 + r)^2} \right)$$

Si  $R_2 > pD$ , alors  $\frac{\partial E_1^*}{\partial r} > 0$ . Dès lors que le revenu de seconde période est supérieur au coût de la dépendance, on a une relation positive entre le montant optimal d'épargne de première période,  $E_1^*$ , et le taux d'intérêt de l'épargne sans risque,  $r$ .

**Effets des variables individuelles sur la part d'épargne destinée à la prime d'assurance** La part d'épargne destinée à la prime d'assurance se définit de la manière suivante :

$$x^* = \frac{\pi^*}{E_1^*} = \frac{[(1+r)A+B]D + [(1-B)(1+r)]R_1 + (1-B)R_2}{[(2+r)A]D + [(2+r) + (\alpha - (1+r))B]R_1 + [(1+\alpha)A]R_2}$$

Intéressons nous maintenant à l'impact des variables sur la part de l'épargne détenue en actif risqué.

$$x^* = \frac{\pi^*(D)}{E_1^*(D)}$$

$$\frac{\partial x^*}{\partial D} = \frac{\frac{\partial \pi^*}{\partial D} E_1^* - \pi^* \frac{\partial E_1^*}{\partial D}}{(E_1^*)^2}$$

$(E_1^*)^2$  étant toujours positif la dérivée est positive si et seulement si :

$$\frac{\partial \pi^*}{\partial D} E_1^* > \pi^*(D) \frac{\partial E_1^*}{\partial D} \quad (5.24)$$

or nous avons vu précédemment que  $\frac{\partial E_1^*}{\partial D} > 0$

on obtient donc :  $\frac{\partial \pi^*}{\partial D} \frac{1}{\frac{\partial E_1^*}{\partial D}} > \frac{\pi^*}{E_1^*}$

Ainsi la condition à respecter peut s'écrire :

$$x^* < \frac{\partial \pi^*}{\partial D} \frac{1}{\frac{\partial E_1^*}{\partial D}}$$

Par ailleurs, on sait que la part de l'épargne dédiée à la prime d'assurance est comprise entre 0 et 1.

On a donc :  $0 < x^* < \frac{\partial \pi^*}{\partial D} \frac{1}{\frac{\partial E_1^*}{\partial D}} < 1$

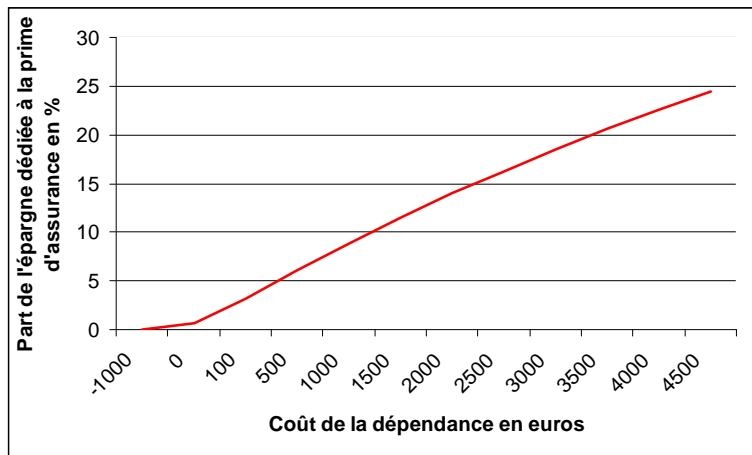
Ce qui peut se réécrire :  $0 < x^* < \frac{\partial \pi^*}{\partial D} < \frac{\partial E_1^*}{\partial D}$

Ainsi, il faut que l'augmentation du montant optimal de la prime d'assurance soit à la fois inférieure à l'augmentation du montant optimal de l'épargne de première période suite à une hausse d'une unité du coût de la dépendance en seconde période et supérieure à la part de l'épargne dédiée à la prime d'assurance dépendance.



Ainsi, on aboutit à une situation contradictoire : pour que la demande d'assurance dépendance augmente suite à une hausse du coût de la dépendance, il faut que les agents préfèrent épargner plutôt qu'élever le montant de leur prime d'assurance quand ils sont confrontés à un coût de la dépendance croissant. De ce fait, dans une situation d'assurance par rente, le coût de la dépendance n'a un impact sur la demande de prime d'assurance que dans un cas très particulier.

L'effet du coût de la dépendance en seconde période sur la part de l'épargne dédiée à la prime d'assurance est représenté sur le graphique 5.3.4. Pour réaliser ce graphique, tous les paramètres ont été fixés à l'exception du coût de la dépendance. Les valeurs des paramètres retenues sont présentées en annexe du chapitre 5.



Effet du coût de la dépendance sur la part investie dans l'assurance en première période

Nous avons pu montrer qu'en présence d'assurance en rente, l'individu s'assurait moins qu'en présence d'une assurance complète puisqu'il préfère s'assurer plutôt qu'épargner que dans un cas très particulier évoqué ci-dessus. Or la théorie classique de l'assurance nous enseigne que si les hypothèses du modèle standard sont respectées, l'individu a toujours intérêt à s'assurer plutôt qu'à épargner afin de se couvrir face à un risque. Cependant ce modèle nécessite un approfondissement afin de préciser les conditions exactes dans lesquelles l'individu a plutôt intérêt à s'assurer plutôt qu'à épargner.

Cependant, le faible taux d'équipement du marché ne s'explique pas uniquement par les

comportements de demande face à une offre incomplète. Même en présence d'une assurance complète, les individus peuvent décider de ne pas s'assurer en raison de leurs préférences. La section suivante sera consacrée à l'étude de ce phénomène.

## 5.4 Les comportements de demande d'assurance dans un cadre bivarié

La dépendance a jusqu'à présent été appréhendée exclusivement comme un risque financier. Or, l'assurance dépendance est spécifique puisque comme l'assurance santé, elle couvre un risque qui génère deux effets : un financier et un sanitaire. Bien que le premier soit assurable, le second ne l'est pas. Ainsi, la perte sanitaire peut être appréhendée comme un "background risk" dans le sens où il s'agit d'un risque supplémentaire non assurable. Toutefois, ce risque modifie la perception de la richesse sans l'altérer ce qui le différencie d'un "background risk" financier. A la suite de Cook et Graham qui définissent un bien irremplaçable comme un bien modifiant l'utilité obtenue par la richesse (Cook & Graham 1977), nous considérons que le capital sanitaire et l'autonomie qui l'accompagne est un exemple d'un bien dit irremplaçable (Alary & Bien 2008). Une littérature abondante a déjà étudié ce phénomène dans le cas de l'assurance santé (Evans & Viscusi 1990) (Rey 2003) (Bardey & Lesur 2005) (Alary & Bien 2008). Dans cette section, nous allons étudier les comportements de demande d'assurance dépendance en nous basant sur le cadre théorique utilisé dans le cas de l'assurance santé. Lorsque l'utilité dépend à la fois de la richesse (comme dans le chapitre précédent) mais également d'un état de santé ou plutôt d'un état de dépendance, il est possible que les individus, en raison de leurs préférences, soient incités à moins transférer de richesse dans l'état dépendant ou malade. La dépendance se distingue cependant de la santé dans la mesure où la dégradation du capital sanitaire est, dans le cas de la dépendance, irréversible.

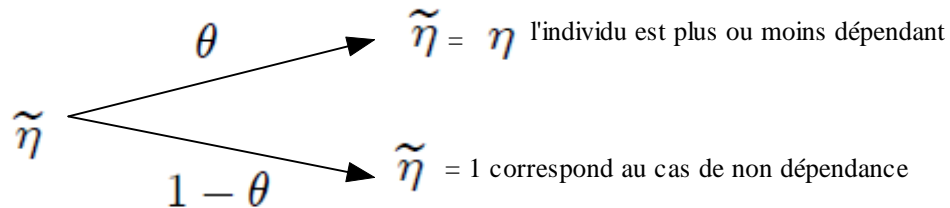
Dans un premier temps, nous ferons intervenir l'état de dépendance comme un choc sur l'utilité tel que nous avons pu l'étudier dans la revue de littérature (Meier 1998) (Zweifel & Struve 1998). Dans un deuxième temps, nous proposons un modèle à deux périodes où l'état de dépendance intervient directement dans la fonction d'utilité.

### 5.4.1 La dépendance considérée comme un choc d'utilité : un exemple

Après avoir défini les hypothèses du modèle, nous nous intéresserons successivement à un modèle sans assurance puis à un modèle avec assurance.

#### Les hypothèses du modèle

Considérons un individu qui présente deux caractéristiques  $\theta$  et  $\eta$ .  $\theta$  représente la probabilité d'être dépendant.  $\tilde{\eta}$  est une variable aléatoire qui représente le degré d'autonomie. Plus  $\eta$  est faible, plus la dépendance est sévère. Dans le cas où l'individu est dépendant, on suppose donc que son degré de dépendance peut varier. On suppose en revanche que  $0 < \eta < 1$ .



La consommation de soins de dépendance est donc fonction de la probabilité d'être dépendant  $\theta$ , du degré de dépendance noté  $\eta$  et de la richesse  $\omega$ . On peut donc écrire  $c(\theta, \eta, \omega)$ . On raisonne pour l'instant sur une seule période. Durant cette période, l'individu peut être soit dépendant soit non dépendant. Cette période peut correspondre à la période où l'individu est à la retraite. La richesse  $\omega$  dépend donc de la retraite future et du rendement des placements financiers. Dans un premier temps, nous nous sommes intéressés à la consommation de soins long terme sans assurance. Afin de simplifier les calculs, nous avons choisi  $u(y) = y^\gamma$ .

#### Modèle sans assurance et choc d'utilité

Ici nous choisissons de ne pas retenir une fonction d'utilité bivariée de la forme  $u(\omega, h)$  avec  $h$  représentant l'état de santé et ceci pour plusieurs raisons :

- cela nous évite de faire des hypothèses sur les dérivées croisées  $u_{12}$

- si  $h$  représente le capital sanitaire, il faudrait que la consommation de soins dépendance  $c$  permette de restaurer ce capital sanitaire. Or, il semble plus difficile de restaurer le capital d'autonomie que le capital sanitaire, en raison notamment de l'âge auquel les personnes deviennent dépendantes.

L'état du monde influence la perception de la richesse *via* le coefficient  $\frac{\eta+c}{1+c}$  qui est inférieur à 1 dans le cas de la dépendance. L'utilité marginale dans l'état de dépendance est donc plus faible que dans l'état d'autonomie<sup>11</sup>. C'est pourquoi nous évoquons ici un choc d'utilité plutôt qu'une fonction d'utilité contingente.  $y$  correspond ici au niveau de consommation des biens courants<sup>12</sup>. Le modèle peut alors s'écrire :

$$\text{Max } \theta \left( \frac{\eta + c}{1 + c} \right) y_d^\gamma + (1 - \theta) y_{nd}^\gamma$$

$$y_d + c \leq \omega$$

$$y_{nd} \leq \omega$$

Si  $y_{nd} = \omega$  cela revient à résoudre le système :

$$\text{Max}_{y_d, c} \theta y_d^\gamma \frac{\eta + c}{1 + c}$$

$$y_d + c \leq \omega$$

On en déduit :

$$y_d + c = \omega$$

$$\frac{\frac{\partial V}{\partial y_d}}{\frac{\partial V}{\partial c}} = \frac{\gamma y_d^{\gamma-1} \left( \frac{\eta+c}{1+c} \right)}{y_d^\gamma \frac{1-\eta}{(1+c)^2}} = 1$$

---

<sup>11</sup> Conformément à la modélisation proposée par Meier (1996) abordée dans la revue de littérature.

<sup>12</sup> Les biens courants peuvent se définir ici comme tous les biens et services hors les soins long terme.  $y_d$  correspond à la consommation de biens courants dans l'état de dépendance.  $y_{nd}$  correspond à la consommation de biens courants dans l'état de dépendance.

En simplifiant, on obtient un polynôme du second degré en  $c$  :

$$c^2 + \underbrace{\left(1 + \eta + \frac{1 - \eta}{\gamma}\right)}_{>0} c + \eta - \frac{\omega(1 - \eta)}{\gamma} = 0 \quad (5.25)$$

Le calcul du discriminant donne :

$$\Delta = \left(1 + \eta + \frac{1 - \eta}{\gamma}\right)^2 - 4 \left(\eta - \frac{\omega(1 - \eta)}{\gamma}\right) - \underbrace{\left(1 + \eta + \frac{1 - \eta}{\gamma} + \sqrt{\gamma}\right)}_{=2}$$

Afin de simplifier les expressions, on pose  $\dot{c} = \frac{\partial c}{\partial \omega}$ . L'expression 5.25 peut alors se réécrire de la manière suivante :

$$2c\dot{c} + \left(1 + \eta + \frac{1 - \gamma}{\gamma}\right)\dot{c} - \frac{1}{\gamma} = 0$$

$$\dot{c} \left(2c + \left(1 + \eta + \frac{1 - \gamma}{\gamma}\right)\right) = \frac{1}{\gamma}$$

On obtient donc  $\frac{\partial c}{\partial \omega} > 0$ . Cette condition peut s'interpréter comme le fait que plus l'individu est riche, plus il consomme de soins. Cependant si  $\omega$  est trop faible, on obtient une solution en coin. Pour ne pas obtenir une solution en coin, il est nécessaire que  $\omega > \omega_{\min}$  avec  $\omega_{\min}$  tel que

$$\omega_{\min} = \frac{\gamma}{1 - \gamma} \eta$$

Cette condition sur la richesse minimale nécessaire pour que l'individu consomme des soins dépendance peut s'interpréter comme le fait qu'en dessous d'une certaine richesse, le risque dépendance n'est plus la principale préoccupation de l'individu.

### Modèle avec assurance et choc d'utilité

En gardant la même forme de la fonction d'utilité, il est possible de rendre possible le recours à l'assurance par le biais de la contrainte, comme le présente le modèle suivant.

$$\text{Max } \theta \left( \frac{\eta + c}{1 + c} \right) u(y_d) + (1 - \theta) u(y_{nd}) \quad (5.26)$$

$$\text{s.c. } \theta (y_d + c) + (1 - \theta) y_{nd} \leq w$$

L'assurance permet alors de transférer de la richesse d'un état de la nature à l'autre. On suppose dans un premier temps que la consommation de soins dépendance, lorsque l'individu n'est pas dépendant, est nulle. On a donc  $c(1, w) = 0$ . Dans un développement ultérieur, on pourra envisager que  $c$  correspond à un investissement en prévention en première période. En revanche, on suppose  $c(\eta, w) > 0$ . En cas de dépendance la consommation de soins dépendance est forcément supérieure à 0. Les contraintes peuvent donc s'écrire :

$$y_d + c \leq w$$

$$y_{nd} \leq w$$

La résolution de ce modèle aboutit à des solutions en coin peu satisfaisantes. Ce premier modèle ne présente par ailleurs aucune robustesse ni aucun caractère général en raison de son caractère très particulier. Il convient maintenant de généraliser son écriture.

#### 5.4.2 La demande d'assurance dans un cadre bivarié

Si l'état de dépendance n'intervient plus uniquement comme un choc d'utilité mais comme une variable à part entière de la fonction d'utilité, nous pouvons écrire le modèle de la manière suivante :

$$V^1 = u(\omega_0) + \frac{1}{(1 + \tau)} E[U(\omega_1, \eta)] \quad (5.27)$$

$\frac{1}{(1 + \tau)}$  représente le taux de préférence pour le présent.  $\tau$  est un paramètre corrélé à la préférence pour le présent. Dans ce type de modèle, il est nécessaire de réfléchir aux hypothèses

à poser sur le signe de la dérivée croisée de l'utilité par rapport à la richesse et par rapport à l'état de dépendance ( $U_{12}$ ).

$$U_{12} = \frac{\partial U}{\partial \omega \partial \eta}$$

La littérature n'est pas unanime sur le signe de  $U_{12}$  (Eeckhoudt & Schlessinger 2006). Si  $U_{12} > 0$  cela signifie que l'utilité marginale de la richesse croît avec l'état de santé ou l'état de dépendance. L'individu préférera alors conserver davantage de richesse dans l'état de bonne santé plutôt que dans l'état malade ou dépendant. Dans le cas contraire, l'utilité marginale de la richesse décroît avec l'état de santé. L'individu préférera alors disposer de davantage de richesse dans l'état malade que dans l'état en bonne santé. Cette hypothèse contraint fortement les résultats du modèle. En raison des difficultés à poser des hypothèse sur le signe de  $U_{12}$ , on ne peut pas résoudre le modèle dans sa forme générale. Il est donc possible de choisir une fonction séparable de la fonction d'utilité définie par l'expression 5.28.

$$U(\omega, \eta) = u(y) + (1 - \eta)u(c) \tag{5.28}$$

$y$  et  $c$  correspondent à des niveaux de richesse.  $y$  représente la part de la richesse utilisée pour la consommation de biens courants.  $c$  représente la part de la richesse destinée à la consommation de soins dépendance. On a donc comme contrainte budgétaire

$$\omega = y + c$$

A l'aide de cette spécification sur la fonction d'utilité, il est alors possible de réécrire le modèle 5.27 de la manière suivante :

$$\underset{y_0, c, y_1^d, y_1^{nd}, \pi_0, s}{Max} V^1 = u(y_0) + \frac{1}{(1 + \tau)} \left[ \begin{array}{l} \widehat{\theta} u(y_1^d) + \widehat{\theta} (1 - \widehat{\eta}) u(c) \\ + (1 - \widehat{\theta}) u(y_1^{nd}) \end{array} \right] \quad (5.29)$$

*s.c*

$$en t = 0 : \omega_0 = y_0 + \pi_0 + s$$

$$en t = 1 \text{ et } d : \omega_1 + s(1 + r) + I_1 = y_1^d + c$$

$$en t = 1 \text{ et } nd : \omega_1 + s(1 + r) = y_1^{nd}$$

La première contrainte correspond à la contrainte budgétaire de première période où l'individu ne peut pas devenir dépendant. Cette période peut être assimilée à une période de vie active.  $\omega_0$  représente la richesse disponible en première période,  $y_0$  le revenu que l'individu consacre à la consommation de biens courants,  $\pi_0$  la prime d'assurance dépendance et  $s$  la part de son revenu de première période qu'il souhaite transférer en seconde période.

La seconde contrainte correspond ici à la contrainte budgétaire de seconde période en état de dépendance. Les ressources de l'individu se composent donc de sa richesse de seconde période  $\omega_1$ , son épargne de première période actualisée  $s(1 + r)$  et de l'indemnité d'assurance qu'il perçoit puisqu'il est dépendant  $I_1$ . Il consacre alors ses richesses soit à la consommation de biens courants  $y_1^d$ , soit à la consommation de biens dépendance  $c$ .

La troisième contrainte correspond à la contrainte budgétaire de seconde période en état de non dépendance. L'individu dispose de sa richesse de seconde période  $\omega_1$  et des fruits de son épargne de première période. Il consacre ses ressources uniquement à la consommation de biens courants puisqu'il n'est pas dépendant ( $y_1^{nd}$ ). Si on compare ce modèle avec le modèle 5.26, on observe que l'introduction de modèle à deux périodes dans un cadre bivarié complexifie le programme de l'individu.

Nous considérons dans notre modèle que l'individu prend sa décision d'assurance en première période<sup>13</sup>. En première période, l'individu ne dispose pas d'une parfaite information sur sa probabilité de devenir dépendant ( $\theta$ ) et sur son degré de dépendance ( $1 - \eta$ ) en seconde période.

---

<sup>13</sup>La première période peut s'assimiler à la période de fin de vie active où l'individu va prendre la décision de s'assurer ou non. En première période sa probabilité de devenir dépendant est nulle.

La seconde période peut s'assimiler à la période de retraite où on considère qu'il ne peut plus s'assurer. En revanche, c'est durant cette période qu'il risque de devenir dépendant.



L'individu ne dispose pas d'une information parfaite. Il prend donc sa décision de manière *ex ante*. Il prend sa décision d'assurance en fonction d'une anticipation des paramètres  $\theta$  et  $\eta$ , c'est pourquoi nous les notons  $\hat{\theta}$  et  $\hat{\eta}$  dans le modèle 5.29. En information parfaite ou *ex post*, l'individu aurait probablement pris une décision différente.

La prime d'assurance ( $\pi_0$ ) s'écrit classiquement comme l'espérance actualisée de l'indemnité de sinistre  $I_1$ .

$$\pi_0 = \frac{(1 + \lambda) \theta I_1}{(1 + r)}$$

On considère dans un premier temps que le taux de chargement sur la prime d'assurance (appelé ici  $\lambda$ ) est nul. On peut donc écrire la prime tel que :

$$\pi_0 = \frac{\theta I_1}{(1 + r)}$$

Il est alors possible de réécrire le programme 5.29 en écrivant la contrainte intertemporelle.

$$\begin{aligned} \underset{y_0, c, y_1^d, y_1^{nd}}{\text{Max}} \quad V^1 &= u(y_0) + \frac{1}{(1 + r)} \left[ \begin{array}{l} \hat{\theta} u(y_1^d) + \hat{\theta} (1 - \hat{\eta}) u(c) \\ + (1 - \hat{\theta}) u(y_1^{nd}) \end{array} \right] & (5.30) \\ & \text{s.c} \\ \omega_0 + \frac{\omega_1}{(1+r)} &= y_0 + \theta \left[ \frac{y_1^d + c}{(1+r)} \right] + (1 - \theta) \left[ \frac{y_1^{nd}}{(1+r)} \right] \end{aligned}$$

La contrainte intertemporelle signifie que l'individu peut transférer librement de la richesse entre les périodes et entre les états de la nature à l'aide des marchés financiers et d'une assurance actuarielle. Il peut décider librement du niveau de consommation dont il souhaite disposer dans chaque état et à chaque période.

## Résolution du programme

La condition d'optimalité du programme 5.30 impose que les utilités marginales pondérées par les prix de l'état sont égales.

$$\frac{Um^1}{p_1} = \frac{Um^2}{p_2} = \frac{Um^3}{p_3} = \dots \quad (5.31)$$

Ici  $\frac{\theta}{(1+r)}$  peut être considéré comme le prix de l'état dépendance que l'on appelle  $p_1^d$ . Les prix des différents états de la nature s'écrivent donc de la manière suivante :

$$\begin{aligned} p_0 &= 1 \\ p_1^d &= \frac{\theta}{(1+r)} \\ p_1^{nd} &= \frac{(1-\theta)}{(1+r)} \end{aligned} \quad (5.32)$$

A partir de 5.31 et 5.32, on en déduit la condition générale d'optimalité :

$$u'(y_0) = \frac{\theta u'(y_1^d)}{\frac{(1+\tau)\theta}{(1+r)}} = \frac{\theta(1-\hat{\eta})u'(c)}{\frac{(1+\tau)\theta}{(1+r)}} = \frac{(1-\theta)u'(y_1^{nd})}{\frac{(1+\tau)(1-\theta)}{(1+r)}} \quad (5.33)$$

Ensuite on exprime les différentes égalités en fonction de  $u'(y_0)$ . On obtient alors les conditions d'optimalité suivantes :

$$u'(y_0) = \frac{(1+r)}{(1+\tau)} u'(y_1^d) \quad (5.34)$$

$$u'(y_0) = (1-\hat{\eta}) \frac{(1+r)}{(1+\tau)} u'(c) \quad (5.35)$$

$$u'(y_0) = \frac{(1+r)}{(1+\tau)} u'(y_1^{nd}) \quad (5.36)$$

On déduit de 5.34 et 5.36 :

$$\begin{aligned} u'(y_1^d) &= u'(y_1^{nd}) \\ y_1^d &= y_1^{nd} \end{aligned} \quad (5.37)$$

La condition 5.37 indique que l'on consomme autant de biens courants en état dépendant qu'en état non dépendant. Ce résultat ne dépend ni de la fonction d'utilité ni d'hypothèses sur le taux d'actualisation ou le taux de préférence pour le présent. Il ne dépend que de l'hypothèse que nous avons faite sur la forme séparable de la fonction d'utilité. Cela ne signifie pas que la richesse sera la même entre les deux états de la nature car la richesse dans l'état de dépendance sera égale à  $y_1^{nd} + c$  et la richesse dans l'état de non dépendance sera égale à  $y_1^d$ . La richesse dans l'état de dépendance sera donc toujours supérieure ou égale (si  $c = 0$ ) à la richesse de l'état de non dépendance.

A noter que si on réinjecte l'égalité 5.37 dans 5.30, on retrouve un programme classique de spécification intertemporelle puisque 5.30 peut se réécrire de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \underset{y_0, c, y_1^d, y_1^{nd}}{\text{Max}} \quad V^1 &= u(y_0) + \frac{1}{(1 + \tau)} [u(Y_1) + \theta(1 - \hat{\eta})u(c)] \\ &\text{avec} \\ Y_1 &= y_1^d = y_1^{nd} \end{aligned}$$

Pour poursuivre la résolution du programme 5.30, on est ensuite obligé de distinguer deux cas.

### **Premier cas : le taux de préférence pour le présent est supérieur au taux d'actualisation**

On considère dans un premier temps :

$$\frac{(1 + r)}{(1 + \tau)} < 1 \Rightarrow \tau > r \quad (5.38)$$

La condition 5.38 signifie que le taux de préférence pour le présent (paramètre psychologique) est plus important que le taux d'actualisation (fourni par les marchés financiers). A partir de 5.34 et 5.38 on en déduit :

$$u'(y_0) < u'(y_1^d)$$

Comme la fonction  $u$  est concave,  $u'$  est décroissante. On en déduit :

$$y_0 > y_1^d$$

En utilisant 5.37 on peut également écrire par symétrie :

$$y_0 > y_1^{nd}$$

En utilisant 5.34 et 5.35 on peut en déduire :

$$u'(y_1^d) = (1 - \hat{\eta}) u'(c) \quad (5.39)$$

Comme  $(1 - \hat{\eta}) < 1$  on en déduit :

$$u'(y_1^d) < u'(c) \quad (5.40)$$

$\hat{\eta}$  est un paramètre anticipé. Plus l'individu anticipe un degré d'autonomie faible et donc un degré de dépendance élevé, moins il va valoriser la richesse qu'il pourrait dépenser en consommation de soins dépendance. Plus le  $\hat{\eta}$  anticipé est élevé, moins l'individu sera incité à transférer un surplus de richesse dans l'état de dépendance afin de consommer des soins de dépendance ( $c$ ) même s'il conserve la même consommation de biens courants ( $y_1^d$ ). Comme  $u$  est supposée concave, on en déduit :

$$y_1^d > c \quad (5.41)$$

Et par symétrie :

$$y_1^{nd} > c$$

On déduit du premier cas :

$$c < y_1^d = y_1^{nd} < y_0 \quad (5.42)$$

La condition 5.42 signifie que l'individu consomme plus en période 0 qu'en période 1 (et ceci quelque soit l'état) et consomme moins de soins dépendance en période 1 que de consommation courante (et ceci quelque soit l'état). A noter que l'égalité 5.37 n'est pas conditionnée par l'hypothèse sur le taux de préférence pour le présent. La condition 5.42 signifie que la consommation de soins dépendance sera inférieure à la consommation de biens courants. Plus le  $\hat{\eta}$  anticipé sera faible, plus le niveau de  $c$  sera faible. Par conséquent, l'individu ne souhaitera pas transférer beaucoup de richesse supplémentaire dans l'état de dépendance afin de financer ses soins. Sur un marché parfait de l'assurance il serait possible de transférer ne serait-ce qu'un euro supplémentaire dans l'état de dépendance. Cependant la plupart des contrats d'assurance proposés sur le marché français fixent une rente minimum<sup>14</sup>. Si le montant que l'individu souhaite transférer dans l'état de dépendance est inférieur au montant de cette rente minimum, l'individu décidera alors de ne pas s'assurer.

### **Deuxième cas : le taux d'actualisation est supérieur au taux de préférence pour le présent**

Dans ce deuxième cas on suppose

$$\frac{(1+r)}{(1+\tau)} > 1 \Rightarrow \tau < r \quad (5.43)$$

L'inégalité 5.43 indique que le taux de préférence pour le présent (paramètre psychologique) est inférieur au taux d'actualisation fourni par les marchés. On déduit de 5.43 et 5.34 :

$$u'(y_0) > u'(y_1^d)$$

Le résultat 5.41 est maintenu car il ne dépend pas de l'hypothèse sur le taux de préférence pour le présent. On obtient donc :

$$y_1^d = y_1^{nd} > y_0$$

---

<sup>14</sup>Cette rente minimum varie entre entre 300 et 600 euros.

$$y_1^{nd} > c$$

En revanche, d'après 5.35, le signe entre  $y_0$  et  $c$  est indéterminé car il dépend de :

$$\frac{(1 - \hat{\eta})}{(1 + \tau)} (1 + r) > \text{ou} < 1$$

$\frac{(1 - \hat{\eta})}{(1 + \tau)}$  signifie que l'état de dépendance anticipé modifie la préférence pour le présent. Nous décidons d'appeler  $\rho$  ce taux de préférence pour le présent modifié par le degré de dépendance anticipé.

$$\rho = \frac{(1 - \hat{\eta})}{(1 + \tau)}$$

Le taux de préférence modifié ( $\rho$ ) est croissante avec le degré de dépendance ( $1 - \hat{\eta}$ ). Cela signifie que plus l'individu anticipe un  $\hat{\eta}$  faible, autrement dit plus il est pessimiste sur son état futur de dépendance, plus son taux de préférence pour le présent sera élevée.

On peut alors formuler deux hypothèses sur  $\rho$ .

**Hypothèse 1 :**  $\frac{(1 - \hat{\eta})}{(1 + \tau)} > (1 + r)$  Dans ce cas le degré de dépendance ne compense pas le taux de préférence pour le présent multiplié par le taux d'actualisation. Sous cette hypothèse et d'après 5.35, on obtient :

$$y_0 < c$$

On obtient alors :

$$y_0 < c < y_1^d = y_1^{nd}$$

**Hypothèse 2 :**  $\frac{(1 - \hat{\eta})}{(1 + \tau)} < (1 + r)$  Sous cette hypothèse, on déduit de 5.35 :

$$c < y_0$$

On obtient alors le résultat selon lequel :

$$c < y_0 < y_1^d = y_1^{nd}$$

Les hypothèses 1 et 2 ont uniquement un effet sur la place de  $y_0$  dans la chaîne des inégalités. Soit il vient s'intercaler entre  $c$  et  $y_1^d$ , soit il est inférieur à  $c$ . On obtient donc que les niveaux de consommation ne sont pas identiques entre tous les états de la nature. Le résultat précédent selon lequel l'individu peut avoir intérêt à consommer peu de soins de dépendance s'il anticipe un fort degré de dépendance est robuste aux différentes hypothèses.

### 5.4.3 Interprétation des résultats du modèle

Le modèle que nous avons développé dans ce chapitre permet de montrer qu'un individu isolé, rationnel et anticipant sa probabilité de devenir dépendant ainsi que le degré de sévérité de sa dépendance peut avoir intérêt à ne pas s'assurer. Ceci s'explique tout d'abord par ses préférences. Trois caractéristiques de ses préférences peuvent en effet exercer un effet sur le niveau de soins ( $c$ ) qu'il souhaitera consommer en état de dépendance :

- la forme de la fonction d'utilité ;
- le taux de préférence pour le présent ;
- l'anticipation de son état futur<sup>15</sup>.

Le taux de décroissance de l'utilité marginale de l'individu peut en effet influencer le niveau de soins qu'il souhaite consommer. Si  $u''$  décroît très rapidement les différences de consommation de bien  $y_1^d$  et de bien  $c$  dans l'état dépendance seront d'autant plus forte.

Le taux de préférence pour le présent modifie également la propension à transférer de la richesse de première période en seconde période. Sachant que  $c$  est toujours inférieur à  $y_1^d$  ou  $y_1^{nd}$ , plus la différence entre la consommation de biens courants en première période et la consommation de biens courants en seconde période sera conséquente, plus  $c$  sera faible car  $c$  est toujours inférieur à  $y_1^d$  et ceci quelque soit les hypothèses retenues.

---

<sup>15</sup>Qui peut dépendre d'une information privée mais également du caractère optimiste ou pessimiste de l'individu.

Le faible niveau de consommation de soins ( $c$ ) s'explique également par l'anticipation faite sur les paramètres de la loi de distribution jointe de la dépendance  $D(\theta, \eta)$ . Dans nos conditions du premier ordre, les  $\theta$  s'éliminent comme l'indique l'expression 5.33. En revanche, l'anticipation sur le degré d'autonomie  $\hat{\eta}$  influe la perception de la richesse affectée à la consommation de soins.

Il est donc possible d'expliquer le fait que les individus s'assurent peu en raison de leur préférences mais également en raison d'une mauvaise anticipation qu'ils font de leur degré de dépendance ( $1 - \hat{\eta}$ ). Ce phénomène pourrait s'expliquer par le fait que les individus anticipent un degré de dépendance binaire : soit ils sont très fortement dépendants, soit ils ne le sont quasiment pas. On retrouve ces phénomènes dans les enquêtes déclaratives où les individus sont questionnés sur leur degré de dépendance future (Finkelstein & Garry 2006). A noter qu'en France, seuls 15% des cas de dépendance constituent des cas de dépendance lourde (Debout & Lo 2009). La faible taille du marché pourrait donc s'expliquer par un certain pessimisme des individus. Ils auraient tendance à systématiquement envisager les cas de dépendance les plus lourds et valoriserait faiblement le surplus de richesse qu'ils pourraient transférer dans cet état. Par conséquent ils décideraient de moins s'assurer.

## 5.5 Le prix de la dépendance dans un cadre bivarié

Jusqu'à présent nous avons supposé que le prix des soins dépendance était égal au prix des consommations courantes. A partir du modèle étudié dans la section précédente, il est possible de différencier les prix et de déterminer ainsi un prix des soins dépendance<sup>16</sup> (relativement au prix des autres biens) de manière endogène. L'étude du prix de la dépendance présente plusieurs intérêts.

En écho au chapitre 3, le fait de déterminer le prix de la dépendance de manière endogène permettra de le relier aux autres variables économiques et de ne plus le traiter uniquement comme une variable exogène non stationnaire. Un exercice de statique comparative nous permettra alors de déterminer comment certaines variables économiques ou démographiques exogènes influence le prix des soins dépendance. Il sera alors possible de prévoir l'évolution du prix

---

<sup>16</sup>Le prix des soins dépendance peut se comprendre ici comme le prix d'une heure d'aide à domicile ou le prix d'une journée en établissement de soins.



de la dépendance en fonction d'une prévision des autres variables économiques exogènes et en fonction des préférences des individus.

Le prix de la dépendance peut également considérablement influencer les comportements de demande d'assurance. En fonction du prix des soins dépendance, les individus pourront modifier les transferts de richesse vers l'état de dépendance. Ils pourront donc décider d'acheter plus ou moins d'assurance dépendance.

### 5.5.1 Les hypothèses du modèle

On distingue alors le prix des biens courants ( $p_y$ ) des prix des soins dépendance ( $p_c$ ). On obtient alors des fonctions de demande standard qui nous permettront de déterminer un prix d'équilibre. Nous choisissons de travailler dans un premier temps avec un modèle assez simple : soit une économie composée de deux entreprises, une produisant le bien de consommation courante, l'autre celui correspondant aux soins de dépendance, d'un agent économique, et d'un seul facteur de production, le travail. L'agent économique ne travaille pas, l'offre de travail est exogène et supposée s'égaliser à la demande de travail qui maximise le profit des entreprises. Cette égalisation se fait grâce aux variables de salaire qui ne sont pas déterminées dans ce modèle.

Un modèle similaire comprenant deux périodes a été envisagé. Pendant la première période, le consommateur ne pouvant pas être dépendant ne consommait que des biens de consommation courante et pendant la deuxième période, le consommateur étant confronté au risque de dépendance pouvait aussi consommer des soins de dépendance. Mais l'introduction de deux périodes alourdit les calculs sans présenter un avantage par rapport au modèle à une seule période proposé ici. Prendre en compte plusieurs périodes devient intéressant dès lors que l'offre de travail est endogénéisée. Dans ce cadre là, l'offre de travail de deuxième période est réduite du fait de l'entrée en dépendance d'une partie de la population. L'endogénéisation de l'offre de travail et la prise en compte de deux périodes font l'objet de travaux non achevés à la date d'aujourd'hui.

## 5.5.2 Situation des producteurs

### Entreprise de biens de consommation courante

L'entreprise maximise son profit avec pour contrainte la fonction de production. Le paramètre  $\beta$  traduit l'intensité de travail nécessaire à la production d'une unité du bien de consommation courante,  $y_1$ .  $S_y$  correspond au salaire en vigueur dans le secteur des biens de consommation courante<sup>17</sup>.

$$\begin{aligned} \underset{L_y^O}{Max} \pi_{1,y} &= p_y * y_1^O - S_y \cdot L_y^D \\ sc &: y_1^O = \beta \cdot (L_y^D)^{1/2} \end{aligned}$$

On suppose dans un premier temps  $\beta = 1$ . Après résolution de ce problème de maximisation, on obtient :

$$L_y^D = \frac{p_y^2}{4S_y^2} \tag{5.44}$$

$$y_1^O = \frac{p_y}{2S_y}$$

Le profit réalisé en seconde période dans le secteur de consommation courante s'écrit donc :

$$\pi_{1,y} = \frac{P_y^2}{4S_y}$$

---

<sup>17</sup>Les exposants O et D signifient Offre et Demande.  $y_1^O$  correspond donc à l'offre de biens courants en deuxième période.

## Entreprise des soins de dépendance

Tout comme auparavant, on maximise le profit sous la contrainte de la fonction de production.

$$\begin{aligned} \underset{L_c^D}{Max} \pi_{1,c} &= p_y * c^O - S_c \cdot L_c^D \\ sc &: c^O = \delta \cdot (L_c^D)^{1/2} \end{aligned}$$

On pose  $\delta = 2$ . A l'aide de cette hypothèse, on introduit le fait que la production de soins de dépendance est plus coûteuse en travail que ne l'est celle de biens de consommation courante où  $\beta = 1$ .

Après résolution du programme, on obtient :

$$L_c^D = \frac{p_c^2}{S_c^2} \tag{5.45}$$

$$c^O = 2 \frac{p_c}{S_c}.$$

Le profit de cette entreprise est égal à :

$$\pi_{1,c} = \frac{p_c^2}{S_c}.$$

Le profit total de l'économie correspond à la somme des profits réalisés dans les deux entreprises :

$$\Pi = \pi_{1,y} + \pi_{1,c}$$

ce qui peut aussi s'écrire

$$\Pi = \frac{p_c^2}{S_c} + \frac{p_y^2}{4S_y} \tag{5.46}$$

### 5.5.3 Situation du consommateur

L'unique consommateur a pour fonction d'utilité :

$$\begin{aligned} \underset{c^D, y_1^{d,D}, y_1^{nd,D}}{Max} \quad V &= \theta u(y_1^{d,D}) + \theta(1-\eta)u(c^D) + (1-\theta)u(y_1^{nd,D}) \\ s.c : \omega + \Pi &= \theta[p_y y_1^{d,D} + p_c c^D] + (1-\theta)p_y y_1^{nd,D} \end{aligned} \quad (5.47)$$

La contrainte met en avant le fait que le consommateur ne tire pas de revenus liés au travail. En effet, les ressources du consommateur sont constituées d'un patrimoine  $\omega$  et du profit,  $\Pi$ , réalisé par les deux entreprises présentes dans l'économie. Ainsi, on ne se préoccupe pas de l'offre de travail, qui est supposée exogène, et on la considère égale à la somme des demandes de travail maximisant les profits.

$$L^O = L_c^D + L_y^D$$

On choisit une fonction d'utilité logarithmique, soit  $u(x) = \ln(x)$ .

Afin d'obtenir les quantités de biens demandées par le consommateur, on écrit le lagrangien du programme.

$$\begin{aligned} \mathcal{L} &= \theta \ln(y_1^{d,D}) + \theta(1-\eta) \ln(c^D) + (1-\theta) \ln(y_1^{nd,D}) + \\ &\lambda [\theta(p_y y_1^{d,D} + p_c c^D) + (1-\theta)p_y y_1^{nd,D} - \omega - \pi] \end{aligned}$$

En utilisant l'expression 5.46 du profit, on calcule les dérivés de  $\mathcal{L}$  par rapport à  $y_1^{d,D}$ ,  $y_1^{nd,D}$ ,  $c^D$  et  $\lambda$  :

$$\begin{aligned}\frac{d\mathcal{L}}{dy_1^{d,D}} &= \frac{\theta}{y_1^{d,D}} + \lambda p_y \theta = 0 \\ \frac{d\mathcal{L}}{dy_1^{nd,D}} &= \frac{(1-\theta)}{y_1^{nd,D}} + \lambda p_y (1-\theta) = 0 \\ \frac{d\mathcal{L}}{dc^D} &= \frac{\theta(1-\eta)}{c^D} + \lambda p_c \theta = 0\end{aligned}$$

$$\frac{d\mathcal{L}}{d\lambda} = \theta p_y y_1^{d,D} + (1-\theta) p_y y_1^{nd,D} + \theta p_c c^D - \omega - \pi = 0$$

On trouve que  $\lambda = \frac{-1}{P y y_1^{d,D}}$  et on remplace  $\lambda$  dans toutes les dérivées pour obtenir des expressions de  $y_1^{nd,D}$  et  $c^D$  en fonction de  $y_1^{d,D}$ .

$$y_1^{d,D} = y_1^{nd,D} \quad (5.48)$$

$$c^D = \frac{p_y}{p_c} (1-\eta) y_1^{d,D} \quad (5.49)$$

On réinjecte 5.48 et 5.49 dans  $\frac{d\mathcal{L}}{d\lambda}$  et on peut ainsi aboutir à une expression de  $y_1^{d,D}$  en fonction de  $p_y, p_c, \theta, \omega, S_y, S_c, \eta$ .

$$y_1^{d,D} = \frac{1}{p_y} \left[ \frac{1}{1 + \theta(1-\eta)} \left\{ \omega + \frac{p_y^2}{4S_y} + \frac{p_c^2}{S_c} \right\} \right] \quad (5.50)$$

Avec les expressions 5.48, 5.49 et 5.50, il est possible désormais d'écrire  $y_1^{nd,D}$  et  $c^D$  en fonction des paramètres énoncés ci dessus.

$$\begin{aligned}y_1^{nd,D} &= \frac{1}{p_y} \left[ \frac{1}{1 + \theta(1-\eta)} \left\{ \omega + \frac{p_y^2}{4S_y} + \frac{p_c^2}{S_c} \right\} \right] \\ c^D &= \left( \frac{1-\eta}{p_c} \right) \left( \frac{1}{1 + \theta(1-\eta)} \right) \left\{ \omega + \frac{p_y^2}{4S_y} + \frac{p_c^2}{S_c} \right\}\end{aligned}$$

### 5.5.4 Equilibre sur le marché des soins de dépendance

Nous disposons désormais de l'équation d'offre et de demande du bien  $c$ .

$$\underbrace{\frac{2p_c}{S_c}}_{offre} = \frac{(1-\eta)}{p_c} \underbrace{\left[ \frac{1}{1+\theta(1-\eta)} \left\{ \omega + \frac{p_y^2}{4S_y} + \frac{p_c^2}{S_c} \right\} \right]}_{demande} \quad (5.51)$$

Ainsi en égalisant l'offre et la demande, il est possible d'obtenir une expression du prix des soins de dépendance,  $p_c$ , en fonction des paramètres et de  $p_y$ .

$$p_c^2 = \frac{S_c(1-\eta)}{1+\eta+2\theta(1-\eta)} \left[ \omega + \frac{p_y^2}{4S_y} \right] \quad (5.52)$$

### 5.5.5 Equilibre sur le marché du bien de consommation courante

Pour le bien de consommation courante, l'équation d'équilibre du marché s'écrit de la manière suivante :

$$y_1^O = \theta y_1^{d,D} + (1-\theta) y_1^{nd,D}$$

En utilisant 5.48, on peut écrire :

$$\frac{p_y}{2S_y} = y_1^{d,D} \quad (5.53)$$

La résolution de l'équation 5.53 permet d'exprimer le prix du bien de consommation courante,  $p_y$ , en fonction des paramètres et du prix des soins de dépendance,  $p_c$ .

Il suffit dès lors de réinjecter l'expression 5.52 dans celle du prix des biens de consommation courante pour déterminer  $p_y$  en fonction uniquement des paramètres suivants :  $\theta, \omega, S_y, S_c, \eta$ .

On obtient ainsi :

$$p_y^{*2} = \frac{4S_y\omega}{\eta+2\theta(1-\eta)} \quad (5.54)$$

A l'aide de l'expression 5.54, on peut écrire le prix des soins dépendance,  $p_c$ , en fonction des paramètres  $\theta, \omega, S_y, S_c, \eta$ .

$$p_c^{*2} = \frac{S_c \omega}{\frac{\eta}{1-\eta} + 2\theta} \quad (5.55)$$

Les expressions 5.54 et 5.55 correspondent aux prix d'équilibre au carré. Pour ces prix là, le marché des soins de dépendance et celui du bien de consommation courante sont à l'équilibre.

### 5.5.6 Statique comparative

Munis de ces expressions, nous pouvons désormais procéder à un exercice de statique comparative. Pour cela, nous calculons les dérivés du prix des soins de dépendance par rapport à  $\theta$ , la probabilité pour le consommateur de devenir dépendant et  $\eta$  le degré d'autonomie<sup>18</sup>. Pour simplifier les calculs, nous choisissons de dériver les prix au carré. Ce choix n'a pas d'impact sur les résultats. En effet, les conditions déterminant le signe de la dérivé du prix au carré sont les mêmes que celles déterminant le signe de la dérivé du prix.

$$\frac{dp_c^2}{d\theta} = -\frac{S_c \omega}{4\theta^2}$$

Quand la probabilité de devenir dépendant augmente, le prix des soins de dépendance diminue. Si l'on considère que l'on a plusieurs consommateurs avec la même fonction d'utilité, alors la dérivé peut s'interpréter de la manière suivante : quand la proportion d'individus dépendants dans la population augmente, le prix des soins de dépendance décroît. Ainsi quand la demande de soins de dépendance est plus forte, le prix de ces soins diminue. Ce résultat surprenant appelle des travaux ultérieurs afin de vérifier s'il est propre à nos choix de modélisation.

La dérivé du prix des soins de dépendance au carré par rapport au degré de dépendance est la suivante :

---

<sup>18</sup>Rappelons que plus  $\eta$  est petit et plus la dépendance est forte.

$$\frac{dp_c^2}{d\eta} = -\frac{S_c\omega}{[\eta + 2\theta(1 - \eta)]^2}$$

Comme pour  $\theta$ , le lien entre  $\eta$  et  $p_c^2$  est négatif. Ainsi plus le consommateur est autonome, c'est-à-dire faiblement dépendant, plus le prix des soins de dépendance se réduit. Si on considère que le consommateur correspond à un ensemble d'individus ayant la même fonction d'utilité alors on peut dire que plus le degré moyen de dépendance est faible et plus le prix des soins de dépendance diminue. Ce dernier résultat semble beaucoup plus intuitif.

## 5.6 Conclusion

Nous avons pu montré dans ce chapitre que dans un cadre d'assurance simple, un individu pouvait avoir intérêt à ne pas s'assurer ou très faiblement et ceci en raison :

- soit du produit en rente qu'il lui est proposé qui est incomplet (imperfection de l'offre) ;
- soit en raison de ses préférences et notamment l'impact de son degré de dépendance anticipé sur sa perception de la richesse (effet préférences) ;
- soit en raison d'une mauvaise anticipation du degré de dépendance futur (effet information).

La faible taille du marché ne s'explique donc pas nécessairement par un effet d'éviction de l'aide publique ou un comportement opportuniste de la part des enfants. Elle peut également s'expliquer par un effet de l'offre incomplète, un effet des préférences individuelles ou l'effet d'une mauvaise anticipation de l'information de seconde période. Il convient maintenant d'examiner la portée de ces résultats en matière de politiques publiques.

Les solutions pour pallier l'incomplétude de l'offre ont été abordées dans le chapitre 4. Elles consistent à développer des produits innovants qui couvrent davantage le risque. Elles n'appellent pas directement une action des pouvoirs publics.

Le fait que les préférences poussent les individus à ne pas s'assurer n'appelle pas non plus une action particulière. Il ne s'agit pas d'imposer aux individus une assurance s'il ne la désire pas. La solution d'une assurance dépendance obligatoire telle qu'elle a pu être appliquée en Allemagne irait donc à l'encontre des préférences d'une partie de la population. Cette option



diminuerait le bien-être collectif de la société<sup>19</sup>.

En revanche l'effet information peut donner lieu à une action correctrice des politiques publiques. Les individus auraient tendance au pessimisme. Ils prendraient leur décision uniquement par rapport au cas de dépendance le plus lourd. Il apparaît donc nécessaire d'informer les individus que seuls 15% des cas constituent des cas de dépendance lourde. Les individus dont le degré de dépendance influence l'utilité de la consommation de soins devraient donc en théorie être moins nombreux. Depuis la canicule de l'été 2003, de nombreuses campagnes d'information ont été orchestrées soit par les pouvoirs publiques soit par les assureurs sur la dépendance et notamment sur le fait que la dépendance constituait bien un risque et non une étape de la vie. L'assurance pouvant donc se révéler une solution. Il semble qu'un effort soit nécessaire sur la communication du degré de dépendance  $(1 - \eta)$  qui n'est pas toujours aussi important que ce que les individus peuvent anticiper.

Notre modélisation est cependant incomplète en l'état et appelle des recherches ultérieures. Le modèle abordé dans la section 3 nécessite un approfondissement afin de préciser les conditions pour lesquelles l'individu ne s'assure pas en présence d'un produit incomplet. Il serait également nécessaire d'approfondir les comportements d'assurance en recourant aux modèles non EU. Le modèle de Yaari ou les modèles RDU pourraient ainsi permettre de mieux traiter la déformation des lois de probabilités ou de la loi de sévérité de dépendance opérée par les individus (Kahneman & Tversky 1979) (Yaari 1987) (Eeckhoudt & Doherty 1995). Enfin, il est possible d'affiner la détermination du prix dans un cadre d'équilibre général. Il serait intéressant de prendre en compte la raréfaction de la force de travail dans un contexte de société vieillissante à travers notre modèle. Ceci permettrait de prendre en compte un phénomène peu abordé dans cette thèse : la raréfaction des aidants. Ce modèle a également une portée pratique. En prenant en compte ces différents phénomènes il est ensuite possible de pratiquer des prévisions du prix de la dépendance dans les prochaines années.

---

<sup>19</sup> Cet argument a été utilisé par Zweifel et Struwe pour critiquer le projet allemand d'une assurance obligatoire (Zweifel & Struwe 1998).

## Chapitre 6

# Les déterminants de la demande d'assurance face à une offre incomplète : premiers résultats empiriques sur données bancaires

"But the age of chivalry is gone ; that of sophisters, economists, and calculators  
has succeeded"

Edmond Burke, Reflections on the Revolution in France (1791)

### 6.1 Introduction

Après avoir abordé la demande d'assurance d'un point de vue théorique dans le chapitre 5, nous allons maintenant nous intéresser aux vérifications empiriques de ces théories. Les principaux travaux empiriques ont été réalisés jusqu'à présent sur le marché américain et espagnol (Sloan & Norton 1997) (Finkelstein & Garry 2006) (Costa-Font & Rivera-Forns 2008). Cependant, en raison de contextes institutionnels assez éloignés du cas français, ces résultats sont difficilement transposables. Aussi, afin d'expliquer pourquoi les gens s'assurent peu contre la

dépendance en France, encore faut-il caractériser précisément la demande d'assurance dépendance sur le marché français. A notre connaissance, il n'existe à ce jour qu'une seule étude empirique sur le marché français (Courbage & Roudaut 2008). Ces auteurs utilisent les données de l'enquête SHARE et mettent en évidence le rôle de l'altruisme dans la demande d'assurance dépendance. Cependant, leur variable expliquée n'est qu'une Proxy imparfaite de l'assurance dépendance reconstituée à partir de l'enquête SHARE. Par ailleurs cette étude se base sur des informations déclaratives. L'enquête SHARE ne dispose pas directement d'informations sur le patrimoine, mais uniquement sur le montant d'héritage (sous forme d'une variable binaire) que les parents souhaitent laisser à leurs enfants.

Nous avons eu la chance de pouvoir accéder aux données de portefeuille d'un des plus gros bancassureur français, leader sur le produit dépendance. En tant que données d'assurance, ces données renseignent sur les caractéristiques sociodémographiques et actuarielles habituelles. En tant que données bancaires, et ceci constitue une certaine originalité, elles renseignent aussi sur le revenu et le patrimoine des individus, observés en clair et non de manière déclarative comme dans le cadre de l'enquête SHARE.

Ces données nous permettent dans un premier temps d'étudier les déterminants classiques de la demande d'assurance et de les comparer à la littérature existante. Il convient cependant de préciser la portée de nos résultats. Le fait d'étudier de manière empirique la demande d'assurance en France est nécessairement faussé. Les produits proposés en France ne sont pas de purs produits d'assurance car l'offre proposée est incomplète. Elle ne couvre pas l'intégralité du risque dépendance car il s'agit d'un produit d'assurance en rente comme nous l'avons étudié au chapitre 3. La demande d'assurance observée n'est donc qu'une proxy imparfaite de ce que serait la demande d'assurance si le produit proposé couvrait l'intégralité du risque. Cette limite est à nuancer dans la mesure où dans les autres pays où l'on a pu étudier les comportements de demande d'assurance, les produits proposés étaient également des produits d'assurance incomplets. Le produit américain est en effet construit sur un schéma indemnitaire mais plafonné soit sur le niveau du remboursement journalier soit au niveau de la durée de remboursement. Le produit espagnol est quand à lui plus proche de modèle français. Cette limite n'affecte donc pas les comparaisons internationales. Même s'il ne s'agit que d'une proxy, nos résultats nous permettent de dégager des tendances dans les comportements des consommateurs. Ils

nous permettent d'approcher ce que seraient les comportements de demande en présence d'une couverture totale du risque dépendance. La méthode ainsi que les principaux résultats de ce chapitre sont issus d'un article présenté aux JESF 2008 (Plisson & Legal 2008).

Le chapitre 6 est organisé comme suit. La section 2 présente le cadre théorique et les principaux résultats obtenus par la littérature empirique. La section 3 présente les données. La section 4 s'intéresse aux déterminants classiques de la demande d'assurance. La section 5 s'intéresse aux déterminants du montant d'assurance. La section 6 conclut.

## **6.2 Revue de la littérature empirique**

Dans cette section, nous passons en revue les principaux déterminants potentiels de la demande d'assurance dépendance. Pour chacun de ces déterminants, nous détaillons les différents effets qu'ils peuvent exercer sur la probabilité de s'assurer ainsi que les résultats des premières études empiriques.

### **6.2.1 L'impact de la richesse sur la demande d'assurance dépendance**

La richesse peut théoriquement produire deux effets contraires sur la demande d'assurance :

- Les capacités d'auto assurance augmentent avec la richesse. Les hauts revenus sont incités à moins s'assurer.
- L'effet d'éviction de l'aide sociale diminuant avec la richesse, il désincite moins les hauts revenus à s'assurer que les bas revenus.

#### **L'effet négatif de la richesse : l'auto assurance**

Le premier effet indique que les individus peuvent décider de s'auto assurer grâce à leur revenu ou leur épargne plutôt que de souscrire un contrat d'assurance. Ce comportement est d'autant plus probable que le risque financier mensuel dépasse très rarement les 5 000 euros (Enmuyer 2006). Ainsi, même en cas de dépendance très lourde, cette somme peut permettre à la personne dépendante de financer sa prise en charge. La distribution du sinistre est donc plus

resserrée que pour d'autres risques comme le risque habitation ou le risque auto et surtout elle s'étale dans le temps. Le coût cumulé de la dépendance peut être supérieur à un sinistre auto ou habitation mais dans le cas de la dépendance le dommage est mensualisé ce qui favorise d'autant les comportements d'auto assurance. A partir du moment où le revenu d'un individu s'approche du coût mensuel maximum de la dépendance (5 000 euros), il peut totalement s'autoassurer. L'assurance perd donc de son intérêt. Cette situation est cependant particulière car rares sont les personnes retraitées qui reçoivent plus de 5 000 euros par mois à la retraite<sup>1</sup>.

L'auto assurance face au risque de dépense de soins dépend donc du revenu mais également de l'épargne de précaution. Une personne qui possède un patrimoine conséquent pourra préférer ne pas s'assurer. En cas de dépendance elle puisera alors dans son capital. Si elle n'est pas dépendante elle pourra alors consommer son capital ou le léguer à ses enfants. A noter que puiser dans son capital en fin de vie n'a pas les mêmes conséquences que puiser dans son capital à l'âge de 40 ans. Dans le premier cas, cela signifie nécessairement amputer l'héritage que l'on souhaite laisser à ses enfants. Dans le deuxième, il s'agit d'une simple épargne de précaution.

Cette épargne de précaution dépend elle-même de l'aide publique relative à l'ensemble des risques de la vie (santé, retraite, chômage, etc...). L'aide publique impacte l'auto assurance car elle tend à diminuer le niveau moyen d'épargne de précaution. Aux Etats-Unis, deux modèles théoriques distincts ont été développés afin d'expliquer l'effet de Medicaid sur l'épargne de précaution (Kotlikoff 1989) (Hubbard, Skinner & Zeldes 1995). Les simulations effectuées sur ces deux modèles distincts montrent un effet d'éviction substantiel de Medicaid sur l'épargne de précaution. Pour cette raison, l'auto assurance des personnes aisées devrait être plus faible en présence de protection sociale car celle-ci tend à faire diminuer l'épargne de précaution. En effet, plus on est riche plus il est possible de s'auto assurer. Et en même temps Medicaid tend à faire diminuer l'épargne de précaution. Donc plus Medicaid est généreux, moins on épargne et moins il est possible de recourir à l'auto assurance. L'aide publique exerce donc deux effets sur la demande d'assurance dépendance. Un effet indirect *via* le montant général d'épargne de précaution et un effet direct *via* l'effet d'éviction généré par l'aide publique destinée à la prise en charge de la dépendance que nous étudions dans le paragraphe suivant.

---

<sup>1</sup>Voir le chapitre 2 et l'annexe du chapitre 2 sur les revenus des retraités.

## L'effet positif de la richesse : l'effet d'éviction par l'aide publique

Dans la revue de littérature du chapitre 5, nous avons déjà abordé l'effet d'éviction par l'aide publique. Dans la plupart des pays qui proposent ce dispositif, l'éligibilité à l'aide publique diminue avec le revenu et parfois avec le patrimoine. Dans ce cas, plus la richesse augmente moins l'effet d'éviction est fort. Cet effet devrait donc inciter les plus riches à s'assurer davantage et viendrait atténuer l'effet "auto assurance" de la richesse. Cet effet a surtout été observé sur le marché américain. Il provient du fait que la substituabilité entre Medicaid et l'assurance privée décroît très fortement et très rapidement avec la richesse (Brown & Finkelstein 2008).

La richesse, et plus particulièrement la richesse mobilière affecte directement l'éligibilité à l'aide Medicaid<sup>2</sup>. La demande d'assurance devrait être plus forte pour les personnes aisées dans la mesure où plus on est riche, plus Medicaid constitue un substitut imparfait à l'assurance<sup>3</sup>.

En France, l'aide versée par l'APA décroît également avec la richesse mais moins fortement. Le ticket modérateur décroît progressivement entre 689,50€ et 2 747,70€ par mois<sup>4</sup>. Une personne touchant plus de 2 747,50€ par mois reçoit en cas de dépendance lourde (GIR1) 122,46€ au titre de l'APA. Dans le système américain, seules les personnes percevant un revenu mensuel inférieur à 600\$/mois et possédant un patrimoine inférieur à 10 000\$ sont éligibles au programme Medicaid. On observe donc un effet de seuil. Contrairement au système américain, les rentes versées au titre de la dépendance ne sont pas prises en compte dans le calcul de l'APA. La substituabilité entre Medicaid et l'assurance privée décroît davantage avec la richesse dans le contexte américain que dans le contexte français. En raison des disparités sur les critères d'éligibilité entre la France et les Etats-Unis, il est possible que la demande d'assurance croît moins fortement avec la richesse en France qu'aux Etats-Unis.

---

<sup>2</sup>Sur ce sujet voir le chapitre 2 et ses annexes qui expliquent les différences d'éligibilité à l'aide publique entre le système américain (Medicaid) et le système français (APA).

<sup>3</sup>Les ménages âgés peuvent donc décider de transférer une partie de leur richesse à leurs proches afin de devenir éligibles à l'aide Medicaid ou alors d'adopter des comportements de « ruine volontaire » (appelé "spend down" en anglais)

<sup>4</sup>Voir l'annexe du chapitre 2 sur le calcul de l'APA.

## L'effet de la richesse : premiers résultats empiriques

Les études empiriques ne permettent pas de conclure à un effet univoque de la richesse. Tantôt il semble que ce soit l'effet "auto assurance" qui l'emporte, tantôt l'effet d'éviction. Les premiers résultats américains montrent que l'effet du revenu sur la probabilité de s'assurer est non significatif et que le patrimoine exerce un effet marginal très faible (Sloan & Norton 1997). Pour Mellor, en revanche, le revenu et la richesse ont un impact positif sur la demande d'assurance (Mellor 2008). Costa-Font et Rivera-Forns trouvent également un effet positif du revenu sur données espagnoles (Costa-Font & Rivera-Forns 2008) alors que Courbage et Roudaut trouvent un effet négatif sur données françaises issues de l'enquête SHARE (Courbage & Roudaut 2007). Cependant, dans une analyse plus fine de l'effet du revenu, Courbage et Roudaut montrent dans un article ultérieur que le revenu exerce en réalité un effet en cloche (non linéaire) sur la demande d'assurance dépendance (Courbage & Roudaut 2008). Ils montrent que les individus bénéficiant d'un faible niveau de revenu souscrivent peu. Ceci peut en effet s'expliquer soit par la contrainte budgétaire du revenu, soit par l'aide publique plus importante que ces individus peuvent recevoir<sup>5</sup>.

Les résultats de Courbage et Roudaut montrent que les revenus moyens présentent la probabilité de souscrire la plus forte. Il semble que les classes moyennes soient à l'intersection des deux effets théoriques qui jouent en sens contraire : l'auto assurance et l'effet d'éviction par l'aide publique. Elles sont trop pauvres pour s'auto assurer mais assez riches pour que l'effet d'éviction joue faiblement. En revanche, au-delà d'un certain niveau de revenu, la probabilité de souscrire décroît. Dans ce cas, l'effet "auto assurance" semble l'emporter et limiter leur demande d'assurance. Sur les revenus les plus faibles en revanche l'effet d'éviction et/ou la contrainte budgétaire jouent à plein et limitent leur demande d'assurance.

### 6.2.2 L'âge

L'âge exerce deux effets contraires sur la demande d'assurance dépendance :

---

<sup>5</sup>On entend par aide publique l'APA mais également l'aide sociale qui peut être versée aux personnes qui se retrouvent dans des situations difficiles (très peu de revenus, pas d'enfants).

- Un effet "proximité du risque" qui devrait inciter les plus âgés à davantage s'assurer ;
- Un effet "prix" *via* la prime d'assurance<sup>6</sup> qui devrait inciter les plus âgés à moins s'assurer.

### **L'effet positif de l'âge : l'effet "proximité du risque"**

L'effet « proximité du risque » devrait inciter les plus âgés à s'assurer davantage que les plus jeunes. Plus les gens sont jeunes et plus leur probabilité d'être dépendant à court terme est faible (Duée et Rebillard, 2004). Ils ne se sentent donc pas directement concernés par ce risque éloigné et leur préférence pour le présent les pousse à consommer plutôt qu'à payer une assurance, afin de se couvrir face à un risque pouvant survenir dans 20 ou 30 ans seulement. Au final, l'effet « proximité du risque » devrait entraîner un effet positif de l'âge sur la probabilité de s'assurer.

### **L'effet négatif de l'âge : l'effet prix**

L'effet prix devrait lui jouer en sens contraire. Plus les individus souscrivent une assurance à un âge élevé, plus la prime est élevée en échange d'un même montant de garantie comme l'indique le graphique 6-1<sup>7</sup>. L'âge est en effet une bonne proxy du prix de l'assurance.

### **L'effet de l'âge : premiers résultats empiriques**

Au final, plus les individus avancent en âge, plus ils ont intérêt à s'assurer car le risque se rapproche, mais parallèlement, plus l'assurance devient coûteuse. L'effet « proximité du risque » s'oppose à un effet prix. Courbage et Roudaut (2008) montrent que la probabilité de s'assurer varie négativement avec l'âge, résultat qui laisse à penser que lorsque l'âge augmente, l'effet prix l'emporterait sur l'effet proximité du risque sur le marché français.

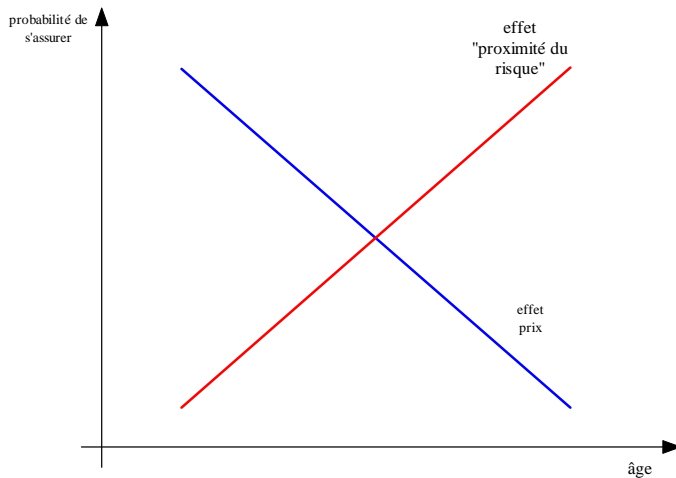
---

<sup>6</sup>La prime d'assurance augmente avec l'âge comme nous le verrons ultérieurement. Cet effet est représenté sur le graphique 6-1.

<sup>7</sup>Ce graphique est construit à partir du contrat d'assurance étudié. Les explications relatives à la construction de ce graphique résident dans la section "Présentation des données".



L'âge capture deux effets : « un effet proximité du risque » et un « effet prix ». Ces effets sont représentés sur le graphique 6.2.2. C'est pourquoi il est difficile de parler d'un effet univoque de l'âge.



L'effet équivoque de l'âge sur la probabilité de s'assurer

Par ailleurs, l'âge pourrait exercer un autre effet sur les préférences individuelles *via* l'aversion au risque qui pourrait augmenter avec l'âge.

### 6.2.3 La catégorie socioprofessionnelle

La catégorie socio professionnelle<sup>8</sup> est quant à elle susceptible de capturer au moins trois types d'effets sur la demande d'assurance :

- Un « effet information » *via* le niveau d'étude fortement corrélé à la csp ;
- Un effet revenu *via* la forte corrélation entre la csp et le revenu ;
- Un effet de sélection *via* la corrélation négative entre la csp et la probabilité de devenir dépendant.

<sup>8</sup>Que l'on appellera csp par la suite.

### **L'effet positif de la csp : l'"effet information"**

L'effet information de la csp devrait jouer positivement sur la demande d'assurance dépendance. La csp est en effet une bonne proxy du niveau d'études. Plus les individus sont éduqués, plus ils bénéficient d'un accès à l'information et plus ils ont conscience du risque dépendance (CSA 2006). Dans ces conditions, les comportements de myopie face au risque devraient diminuer avec le niveau d'études.

### **L'effet négatif de la csp : l'effet revenu**

La csp capture également un effet revenu que nous avons étudié précédemment. On observe en effet une corrélation forte entre la csp et le niveau de revenu. L'effet "connaissance du risque" peut donc être compensé par un effet d'auto assurance du à la richesse.

### **L'effet négatif de la csp : l'effet de sélection**

Le fait d'appartenir à la csp cadre et professions intellectuelles devrait quant à lui jouer négativement sur la demande d'assurance. Duée et Rebillard (2004) ont montré à partir des données fournies par l'enquête HID que la prévalence (la probabilité d'être dépendant) était moins élevée pour les personnes ayant fait des études<sup>9</sup>. Les csp élevées connaissant une probabilité de sinistre moindre pourraient décider par conséquent de moins s'assurer<sup>10</sup> (effet de sélection).

### **L'effet de la csp : premiers résultats empiriques**

La csp exercerait donc deux effets négatifs sur la probabilité de s'assurer *via* l'autoassurance et le niveau de risque. Elle exercerait en revanche un effet positif *via* "l'effet information". Courbage et Roudaut (2008) ont montré que la probabilité de souscrire une assurance dépendance dépendait positivement du niveau d'éducation, résultat qui laisserait à penser qu'en France, l'«

---

<sup>9</sup> Ces résultats ont d'ailleurs été confirmés par des études épidémiologiques qui ont montré que la maladie d'Alzheimer frappait moins les individus qui avaient une activité intellectuelle (lecture, musique).

<sup>10</sup> A condition qu'elles soient conscientes de leur niveau de risque.

effet information » l'emporterait sur la somme des deux autres effets : autoassurance et effet de sélection.

#### 6.2.4 Assurance et structure familiale

La structure familiale peut influencer les comportements d'héritage et donc d'assurance. C'est une des particularités de l'assurance dépendance d'être au coeur des comportements d'héritage. Nous nous limiterons ici qu'à deux effets possibles de la structure familiale sur la probabilité de s'assurer :

- La présence d'un conjoint ;
- La présence d'enfants.

#### Demande d'assurance et conjoint survivant

La présence du conjoint exerce au moins deux effets contraires sur la demande d'assurance :

- Un effet positif sur la demande d'assurance *via* l'altruisme financier à l'égard du conjoint ;
- Un effet négatif *via* l'aide informelle qui concurrence l'assurance.

En premier lieu, les dépenses de dépendance peuvent appauvrir le conjoint notamment en diminuant le patrimoine dont celui-ci héritera. Le conjoint survivant verra alors son patrimoine diminuer et sera sans protection financière face au risque dépendance. Un individu altruiste devrait alors s'assurer pour protéger son conjoint survivant<sup>11</sup>. Cela est surtout vrai lorsque l'assuré est un homme dans la mesure où en moyenne, ils vivent moins longtemps que les femmes et sont dépendants plus tôt.

D'un autre côté, la présence du conjoint représente également une aide informelle potentielle. Une personne mariée a une probabilité moindre de recourir à des soins dépendance, car son conjoint peut le prendre en charge (Sloan, Hoerger & Picone 1996). L'aide du conjoint permet

---

<sup>11</sup>Si au contraire l'individu ne s'assure pas, le fait de financer sa dépendance à l'aide du capital du ménage risque d'appauvrir le conjoint survivant et de le laisser sans protection face au risque dépendance.

donc de diminuer le risque financier supporté par l'individu. Il est donc moins incité à s'assurer car il sait qu'il pourra compter sur l'aide informelle de son conjoint<sup>12</sup>.

### **Demande d'assurance et nombre d'enfants**

Le rôle des enfants dans la décision d'assurance est plus complexe. Il peut capturer au moins deux types d'effets :

- un effet "altruiste" ;
- un effet "aléa moral intergénérationnel".

**L'effet positif de la présence d'enfants : l'altruisme** L'altruisme peut revêtir ici deux formes distinctes : une forme financière classique et une forme non monétaire.

Tout comme pour l'assurance décès, le désir de laisser un héritage à son conjoint ou à ses enfants peut se révéler un motif majeur d'achat d'assurance dépendance (Fitzgerald 1989) (Bernheim 1991). Dans la mesure où l'altruisme peut être un motif d'achat, les personnes qui ont un conjoint ou des enfants devraient demander davantage d'assurance. S'assurer face à la dépendance revient dans ce cas à assurer son héritage.

L'altruisme peut également exercer un effet sur l'aide informelle. Les parents peuvent décider de s'assurer afin d'éviter à leurs enfants de les prendre en charge. Ce comportement est notamment susceptible de se produire lorsque les parents ont eu à s'occuper eux-mêmes de leurs parents dépendants. Ces comportements pourraient davantage s'observer chez les personnes âgées entre 55 et 65 ans qui ont déjà été confrontées à la dépendance en tant qu'aidant.

**L'effet négatif de la présence d'enfants : l'aléa moral intergénérationnel** Plutôt que d'être motivé par l'altruisme, les personnes âgées peuvent aussi utiliser la perspective de l'héritage afin d'inciter leurs enfants à s'occuper d'eux. Ils anticipent un aléa moral intergénérationnel de la part de leurs enfants et décident de ne pas s'assurer afin de lutter contre ce comportement

---

<sup>12</sup>Le "il" est ici employé volontairement car dans la plupart des cas, c'est l'épouse qui prend en charge la dépendance de son mari.

opportuniste (Bernheim et al. 1985) (Pauly 1990) (Zweifel & Struve 1996). Cet effet a été étudié dans le chapitre 5 d'un point de vue théorique.

### **Les limites d'une structure familiale nucléaire**

Bernheim mettait en garde dans son article sur l'approche strictement nucléaire de la famille (Bernheim et al. 1985). L'absence de lien entre la structure familiale nucléaire et la demande d'assurance n'est pas une preuve probante de l'absence de comportements altruistes. En effet, les couples sans enfants peuvent aussi souhaiter laisser un héritage à d'autres personnes proches, notamment si les transferts inter générationnels sont motivés par l'échange. Intuitivement, les membres de la famille autres que les enfants devrait recevoir un héritage probant<sup>13</sup> pour prendre en charge la dépendance de leurs oncles ou tantes.

### **L'effet de la structure familiale : premiers résultats empiriques**

Sloan et Norton montraient dans leur étude que le fait de vouloir laisser un héritage n'affectait pas la probabilité de s'assurer (Sloan & Norton 1997). Ils ne trouvaient pas non plus d'effets significatifs du nombre d'enfants ou du statut marital sur la probabilité de s'assurer<sup>14</sup>. Les comportements d'altruisme intergénérationnel ne seraient donc pas déterminants dans le fait de s'assurer. Sur le marché français, les premières études montrent que la probabilité de s'assurer dépend positivement du fait d'être marié et d'avoir des enfants (Courbage & Roudaut 2008).

Un effet positif des enfants sur la demande d'assurance des parents irait à l'encontre de l'hypothèse selon laquelle l'argent de l'héritage est échangé contre du temps et de l'attention de la part des enfants. L'absence de relation significative entre la présence d'enfants et la souscription d'assurance ou une relation non significative peut signifier qu'il n'existe pas d'aléa moral intergénérationnel. La mise en évidence de phénomènes d'aléa moral intergénérationnel nécessite cependant d'adopter une méthode plus élaborée afin de capturer les différents effets.

---

<sup>13</sup>En d'autres termes, l'héritage que devrait laisser un oncle à sa nièce pour qu'elle s'occupe d'elle devrait être plus élevé que l'héritage que devrait laisser un parent à son enfant. On suppose ici que le lien filial est plus fort et donc qu'il a moins besoin de donner lieu à une compensation financière.

<sup>14</sup>L'effet des enfants n'est pas significatif sur les deux bases utilisées par Sloan et Norton alors que le statut marital est non significatif sur la base AHEAD mais significatif sur la base HRS.

### 6.2.5 L'effet de l'aléa moral intergénérationnel sur la décision d'assurance : une méthode d'estimation alternative

Si le phénomène d'aléa moral intergénérationnel existe *ex post*, une fois l'individu couvert, alors il pourrait se traduire aussi *ex ante*, au moment de la décision de se couvrir ou non. En effet, on peut penser qu'en présence d'aléa moral intergénérationnel, les individus l'intègrent au moment de souscrire un contrat, ce qui peut diminuer leur demande d'assurance. Le problème peut se décomposer en deux questions :

- Existe-t-il un aléa moral intergénérationnel des enfants ?
- Les parents anticipent-ils un phénomène d'aléa moral de leurs enfants au moment de souscrire un contrat ?

#### Estimation de l'aléa moral intergénérationnel

Une étape préliminaire consiste à tester la présence d'aléa moral intergénérationnel en estimant sur la base des individus dépendants la probabilité qu'ils bénéficient d'aide informelle. Il est donc nécessaire de placer dans la régression une variable d'assurance comme l'indique le modèle<sup>15</sup> 6.1.

$$P(AI = 1/D = 1, \mathbf{X}, A) = \mathbf{X}.\gamma + \delta.A + u \quad (6.1)$$

Si  $\hat{\delta}$  est négatif, cela signifie toutes choses égales par ailleurs, que chez les personnes dépendantes le fait d'avoir souscrit une assurance diminue la probabilité de recevoir de l'aide informelle de la part des enfants. On est alors bien en présence d'aléa moral intergénérationnel. Cependant, l'impact causal est difficile à estimer. Un biais d'endogénéité n'est pas à exclure. Il est possible que des variables non observées, présentes dans les résidus, expliquent à la fois le

---

<sup>15</sup> *AI* signifie recevoir de l'aide informelle

*P(AI)* correspond à la probabilité de recevoir de l'aide informelle

*D = 1* signifie que l'on est en situation de dépendance

*A* signifie qu'on est en présence d'assurance

*P(AI/D = 1, X, A)* correspond donc à la probabilité de recevoir de l'aide informelle sachant qu'on est dépendant et qu'on est assuré.

fait de recevoir de l'aide et le fait de s'assurer. Il est donc nécessaire de recourir à un probit bivarié de la forme suivante :

$$P(AI = 1) = \mathbf{X}.\gamma + \delta.A + u \quad (6.2)$$

$$P(A = 1) = \mathbf{X}.\gamma + u \quad (6.3)$$

Cette méthode est un préliminaire nécessaire car elle permet de savoir si les anticipations de la part des parents de comportements opportunistes de leurs enfants est fondé. Si on n'observe pas de comportements d'aléa moral de la part des enfants, l'anticipation d'un aléa moral de la part des parents relève alors d'une rhétorique de la déresponsabilisation, voire de l'égoïsme : "De toute façon mes enfants sont opportunistes, donc je n'ai pas intérêt à m'assurer, ce qui me donne bonne conscience pour consommer davantage aujourd'hui, plutôt que de payer une prime d'assurance tous les mois".

### **L'effet de l'aléa moral intergénérationnel sur la décision d'assurance**

Il est ensuite possible d'estimer l'effet d'une anticipation de l'aléa moral des enfants sur le comportement d'achat des parents à l'aide d'un probit simple.

$$P(A = 1) = \alpha_0 + \mathbf{X}.\alpha_1 + \alpha_2.(1enf) + \alpha_3.(2enf) + \alpha_4.(3enf) + u$$

Les résultats du probit simple utilisé par Courbage et Roudaut montrent que la probabilité de souscrire une assurance augmente avec le nombre d'enfants (Courbage & Roudaut 2008). Les effets de cette variable sont *a priori* ambigus car les enfants sont également les premiers offreurs d'aide informelle.

- D'une part, pour un motif d'héritage, un nombre d'enfants élevé peut influencer positivement la probabilité de s'assurer afin de garantir un héritage conséquent à chaque enfant. La demande d'assurance devrait donc augmenter avec le nombre d'enfants.

- D’autre part, un nombre d’enfants élevé peut aussi signifier une offre d’aide informelle élevée. La probabilité d’avoir un enfant altruiste augmente forcément avec le nombre d’enfants.

La variable « nombre d’enfants », mise seule, capture à la fois l’un et l’autre effet.

Mellor souligne à ce titre qu’un biais d’endogénéité peut exister sur l’aide informelle. L’aide informelle que les parents peuvent recevoir de leurs enfants peut influencer la souscription d’assurance mais le niveau d’aide informelle apportée par les enfants peut également dépendre du niveau d’assurance des parents *via* les comportements opportunistes (Mellor 2008). Les enfants peuvent apparaître comme l’assureur en dernier ressort. Ils aident les parents que si ceux-ci ne sont pas assurés ou n’ont pas les moyens de recourir à une aide professionnelle. Si on prolonge le raisonnement, le fait que les parents s’assurent pourraient désinciter les enfants à les prendre en charge en cas de dépendance.

Si on admet que les comportements des enfants peuvent être dictés par l’opportunisme et pas uniquement par l’altruisme filial, il apparaît alors clairement que la présence d’enfants en tant que variable explicative souffre d’un biais d’endogénéité. Afin de traiter ce biais, Courbage et Roudaut (2008) reprennent la méthodologie adoptée par Mellor qui consiste à appliquer un Probit bivarié afin de traiter ce biais. Cette méthode peut se décomposer en deux étapes.

**Première étape : instrumenter l’aide informelle** La première étape consiste à instrumenter l’aide informelle. Tout comme Mellor (2001), Courbage et Roudaut (2008) considèrent qu’avoir une fille n’influence pas directement la probabilité de s’assurer mais influence la probabilité de recevoir de l’aide informelle. Le recours à un probit bivarié permet donc de purger l’influence de l’aide informelle sur la probabilité de souscrire de son biais d’endogénéité. On estime donc le modèle suivant :

$$\begin{aligned}
 P(A) &= \beta_0 + \mathbf{X}_1\boldsymbol{\beta}_1 + \beta_2 (Aide\ Re\ cue) + \beta_3 (Aide\ Fournie) + \epsilon_1 \\
 P(AI) &= \beta_0 + \mathbf{X}_1\boldsymbol{\beta}_1 + \beta_2 (fille) + \epsilon_2
 \end{aligned}$$

Le coefficient de corrélation  $\rho$  entre les résidus  $\epsilon_1$  et  $\epsilon_2$  est significatif et négatif ce qui



montre que l'aide informelle souffre bien d'un biais d'endogénéité et que son effet sur la demande d'assurance est bien sous estimé dans un probit simple.

Après avoir purgé l'influence de l'aide informelle de son biais d'endogénéité, on observe qu'elle exerce une influence positive sur la probabilité de souscription. Les parents n'anticiperaient donc pas un possible aléa moral des enfants dans leur comportement d'assurance. On serait donc en droit de conclure à un comportement altruiste de la part des parents. Ils s'assurent afin de ne pas faire subir à leurs enfants la prise en charge de leur dépendance.

Cependant cette première spécification souffre d'un décalage chronologique dans le sens où ceux qui reçoivent déjà de l'aide de leurs enfants sont déjà un peu dépendants, ce qui peut expliquer qu'ils s'assurent davantage (antisélection). En raison de cette faiblesse de temporalité, il vaut mieux, comme l'a montré Mellor (2001), instrumenter la variable d'offre d'aide informelle en plaçant dans la régression l'aide informelle future que les individus pourraient recevoir en cas de dépendance ultérieure et non l'aide qu'ils ont déjà reçu. C'est pourquoi Courbage et Roudaut privilégient cette deuxième approche en instrumentant la variable d'aide informelle.

**Deuxième étape : instrumenter l'aide future** Les auteurs estiment donc sur un sous échantillon d'individus en situation d'avoir besoin d'aide, la probabilité qu'ils bénéficient d'aide informelle de la part de leurs proches. Ce modèle leur permet d'estimer pour chacun des autres individus la probabilité de pouvoir compter sur de l'aide informelle future.

A l'aide d'un modèle Probit, ils estiment dans un premier temps les déterminants du fait de recevoir de l'aide de ses descendants. Comme les auteurs utilisent ces estimations pour prévoir la probabilité de recevoir de l'aide dans le futur, ils ne peuvent utiliser que des variables explicatives invariantes dans le temps. L'âge ne peut pas être une variable explicative car si on observe que plus un individu est âgé et plus il a une probabilité forte de recevoir de l'aide, cela ne nous est d'aucune utilité pour prévoir l'aide future d'un individu aujourd'hui âgé de 50 ans. Certes, la probabilité de recevoir de l'aide à 50 ans est très faible, mais rien ne nous dit que l'individu aujourd'hui âgé de 50 ans n'aura pas 90 ans un jour. Introduire l'âge comme variable explicative et se servir de cette estimation pour prévoir l'aide future pourrait conduire à une sous estimation de la probabilité prédite de recevoir de l'aide pour les plus jeunes.

Les auteurs excluent également les variables fortement liées au risque dépendance et au besoin d'aide informelle, telles que la situation matrimoniale, le niveau de santé, etc... Les variables explicatives utilisées dans ce probit sont donc le sexe, le niveau d'études, les caractéristiques des enfants, le revenu et l'héritage espéré.

Un nouveau modèle Logit sur le sous échantillon de ces individus avec variable d'aide informelle instrumentée permet alors de pallier le problème de temporalité précédent. Le coefficient de la variable d'aide informelle instrumentée, positif, permet aux auteurs de conclure à l'absence de phénomène de type aléa moral intergénérationnel. Cette méthode plus élaborée présente cependant encore des limites que nous allons maintenant étudier.

### Proposition d'une méthode d'estimation alternative

Il est possible de recourir à une autre méthode qui n'étudie pas uniquement la probabilité de recevoir de l'aide sachant qu'on est dépendant et assuré mais le différentiel de probabilité de recevoir de l'aide entre une situation avec assurance et une situation sans assurance. Pour cela, on estime dans un premier temps la probabilité de recevoir de l'aide à l'aide du modèle 6.1 sur le sous échantillon des individus dépendants, tout comme Courbage et Roudaut. On utilise ensuite ce modèle pour prédire chez les individus non dépendants, non pas la probabilité de recevoir de l'aide informelle en cas de dépendance comme le font Courbage et Roudaut, mais le manque à gagner à être assuré en termes d'aide informelle en situation de dépendance, autrement dit le différentiel entre la situation avec assurance et la situation sans assurance.

$$\begin{aligned} \Delta \hat{P}_i &= \hat{P}_i(RAI/D = 1, A = 0, X_i) \\ &\quad - P_i(RAI/D = 1, A = 1, X_i) \end{aligned}$$

Soit :

$$\Delta \hat{P}_i = F(Z_i \cdot \hat{\gamma}) - F\left(Z_i \cdot \hat{\gamma} + \hat{\delta} \cdot Assurance\right) \quad (6.4)$$

Après avoir construit ce différentiel de probabilité  $\Delta\widehat{P}_i$ , il est possible de réintroduire cette variable estimée dans l'équation d'assurance 6.5.

$$P(A) = X_i\beta + \alpha.\Delta\widehat{P}_i(X_i/D = 1) + u_i \quad (6.5)$$

Si  $\widehat{\alpha}$  est négatif, alors l'anticipation des phénomènes d'aléa moral intergénérationnel par les individus est pris en compte dans leur décision d'assurance et diminue leur probabilité de souscrire de l'assurance dépendance, toutes choses égales par ailleurs.

Si l'estimation de l'équation 6.1 conclue à un  $\widehat{\delta} = 0$ , alors on doit conclure que l'aléa moral intergénérationnel n'existe pas. Dans ce cas, on obtient à partir de la relation 6.4,  $\Delta\widehat{P}_i = 0$ . On peut néanmoins estimer le modèle 6.5 en remplaçant la variable  $\Delta\widehat{P}_i$  par la variable  $P_i$  telle que définie par la relation 6.6.

$$P_i(RAI/D = 1, D = 1, X_i) \quad (6.6)$$

On peut alors estimer la relation suivante

$$P(A) = X_i\beta + \theta.\widehat{P}_i(RAI/D = 1, D = 1, X_i) + u_i \quad (6.7)$$

Dans ce cas, le coefficient  $\widehat{\theta}$  pourrait être positif si les individus souhaitent préserver la santé de leurs aidants (motif d'altruisme). Par contre, en présence d'aléa moral intergénérationnel, il faut réfléchir à une autre méthode pour distinguer proprement motif d'altruisme vis-à-vis des aidants et anticipation d'aléa moral intergénérationnel. Cette question devrait donner lieu à une recherche ultérieure à partir de la base SHARE.

### 6.3 Les données

Les données utilisées proviennent d'un bancassureur français, leader sur le marché de l'assurance dépendance. Les premières observations datent de l'année 2001, date de lancement du produit dépendance. Les dernières observations datent de la fin de l'année 2007.

### 6.3.1 Le contrat d'assurance proposé

Le contrat dépendance proposé est un contrat en rente qui couvre la dépendance lourde (GIR 1 et 2) comme l'indique le tableau 9.6<sup>16</sup>. La personne peut souscrire ce contrat jusqu'à 75 ans et pour un montant de rente défini lors de la souscription comme l'indique le tableau 9.7<sup>17</sup>. Sur la période considérée, la rente minimale était de 600 euros par mois et pouvait atteindre 3500 euros par mois. La prime mensuelle versée par l'assurée dépend de l'âge auquel il souscrit et du niveau de rente qu'il souhaite recevoir en cas de dépendance mais pas de son sexe. Par définition, plus l'assuré souscrit à un âge élevé et pour un même montant de garanti, plus la prime sera élevée. Lorsque son niveau de dépendance est constaté par l'unité médicale régionale rattachée au bancassureur, l'assuré cesse de verser ses primes et perçoit une rente mensuelle qui lui permet de financer sa prise en charge. Les primes exigées ne tiennent pas compte du sexe alors qu'en moyenne les femmes ont une probabilité plus forte de devenir dépendante et de demeurer dans cet état plus longtemps que les hommes. Si on ramène le coût de l'assurance au niveau de risque, l'assurance est donc beaucoup moins chère pour les femmes que pour les hommes. Sur le marché américain, Brown et Finkelstein (2007) ont à ce propos montré que dans cette configuration, les femmes pouvaient même se voir appliquer des taux de chargement négatifs.

L'assuré peut également souscrire une option pour la dépendance partielle qui correspond aux GIR 3 et 4<sup>18</sup>. Dans ce cas, la prime versée à âge donné est plus élevée et en cas de dépendance partielle, l'individu recevra une rente qui correspond à la moitié de la rente versée en cas de dépendance lourde.

### 6.3.2 Présentation de la variable dépendante

Du fait que nous n'observons la situation d'assurance de l'individu que du point de vue du bancassureur et de lui seul, l'information sur la couverture de l'individu présente *a priori* deux limites.

---

<sup>16</sup> En annexe du chapitre 6.

<sup>17</sup> En annexe du chapitre 6.

<sup>18</sup> Comme l'indique le tableau 9.6 en annexe du chapitre 6.

D'une part, la variable dichotomique « l'individu est-il assuré ou non contre la dépendance ? » est approchée par la proxy « l'individu est-il assuré auprès du bancassureur ? ». Or il se peut qu'un individu soit client du bancassureur en matière bancaire mais n'ait pas souscrit d'assurance dépendance auprès de lui mais auprès d'un autre assureur. Cet individu est alors considéré par notre proxy comme non assuré, alors qu'il l'est, d'où une possible erreur de mesure. Les individus s'assurant auprès d'une autre institution peuvent le faire à travers deux types de contrats :

- collectifs<sup>19</sup> ;
- ou individuels.

Soit les contrats collectifs sont obligatoires, auquel cas le comportement d'assurance ne relève plus d'une décision individuelle qui est l'objet de notre étude. Soit ils sont facultatifs, mais dans ce cas, la garantie dépendance est la plupart du temps intégrée à un package plus large (santé, prévoyance ou retraite)(Decoster 2005). Auquel cas, il est difficile d'isoler le choix pour l'assurance dépendance du choix pour le package.

Enfin, le marché de l'assurance individuel n'est pas assez concurrentiel pour que le nombre d'assurés s'assurant ailleurs à titre individuel soit conséquent.

D'autre part, il est possible qu'un individu assuré auprès du bancassureur ait aussi un contrat auprès d'un autre assureur (comportement de sur assurance). Cet effet potentiel n'affecterait donc que les résultats relatifs au montant de couverture et non à la décision de s'assurer.

### **6.3.3 Préférences déclarées versus préférences observées**

Les études empiriques réalisées aux Etats-Unis et en Espagne ont été effectuées à partir de données d'enquête. Aussi, elles tiennent compte des préférences déclarées en matière de demande d'assurance dépendance, mais pas des préférences révélées par l'acte de souscription au contrat d'assurance (Costa-Font & Rivera-Forns 2008). Or, les préférences déclarées ont systématiquement tendance à surestimer la souscription des contrats d'assurance dépendance. Dans l'étude de Costa-Font et Rovira-Forns (2008), 20% des personnes interrogées se disent prêtes à contracter une assurance dépendance, alors que le taux effectif d'adhésion à des contrats

---

<sup>19</sup>Les contrats collectifs renvoient aux contrats dans un cadre d'entreprise.

d'assurance dépendance en Espagne est en fait bien inférieur à 5%. Cette grande différence entre préférences déclarées et préférences observées se retrouve aussi dans les études américaines. Dans notre étude, nous avons eu la chance d'avoir accès à des données observées et non déclarées.

#### 6.3.4 Les différentes bases utilisées

Nos données sont constituées de deux bases :

- Une base France entière contenant la totalité des personnes ayant entamé une procédure de souscription ;
- une base région contenant en sus de la base précédente des données financières plus précises sur les assurés ainsi qu'un échantillon de contrôle .

La base France entière compte 293 351 individus dont 168 827 individus actuellement couverts par l'assurance dépendance. Les individus qui ne sont plus couverts par l'assurance dépendance ont soit résilié leur contrat, soit l'assureur a refusé de les assurer après examen de leur dossier, soit ils ont préféré stopper la procédure d'adhésion, soit ils sont décédés, soit enfin ils sont dépendants et perçoivent une rente. Les données France entière nous renseignent sur l'âge, le sexe, la csp, l'option dépendance partielle ou obsèques, le niveau de rente choisi en cas de dépendance, la présence d'une surprime, le montant de cotisation ainsi que l'achat d'une couverture prévoyance qui peut être soit une temporaire décès (quelque soit sa forme) soit un contrat qui assure un revenu en cas d'arrêt de travail.

La seconde base comporte 5 896 clients du bancassureur appartenant à une région et ayant entamé une procédure d'adhésion au produit dépendance. Elle est donc contenue dans la base France entière. Au sein de cette caisse, 3 676 individus sont actuellement couverts par ce contrat et ne perçoivent pas de rente. Elle comporte les mêmes variables que la base France entière ainsi que des variables de revenu, de patrimoine et de segmentation commerciale. Au sein de la base région, nous avons également accès à un échantillon de 112 516 individus non assurés de cette caisse, ce qui représente 40% de la population totale non assurée de la caisse.

Une des difficultés de notre étude réside dans le fait que les données sont brutes. Elles n'ont pas préalablement subi les retraitements statistiques nécessaires et elles proviennent de

différentes bases. A l'aide de ces deux bases, nous avons constitué la base France entière<sup>20</sup>. A noter que le fait de concaténer les bases entre elles conduit souvent à perdre des observations car certaines variables ne sont pas renseignées. Il convient ensuite de vérifier s'il n'existe pas un biais de sélection sur ces informations perdues. Pour cela, nous appliquons un Logit sur les observations que nous souhaitons éliminer. Si certaines variables sont significatives, nous redressons l'échantillon afin qu'il conserve sa structure initiale.

Un autre biais possible réside dans le type de campagne commerciale auquel peuvent être soumis les individus. Nous interprétons les différences de comportement face à l'assurance uniquement par des différences de demande et non par des différences dans l'offre proposée. Le fait que les commerciaux proposent ce produit dépendance à des gens très particuliers pourrait fausser nos résultats. Cependant, s'agissant de données de caisse, l'ensemble des individus ont été soumis à la même campagne commerciale. Celle-ci a d'ailleurs été assez peu agressive : le produit dépendance n'a en effet jamais été une priorité du réseau de distribution, comparé à d'autres produits comme l'assurance-vie ou la temporaire décès. Cela nous permet d'être en présence d'une décision réellement individuelle. La campagne commerciale a été peu ciblée sur une population particulière. La seule particularité concernant l'offre est relative à l'âge. Les commerciaux de la caisse ont davantage tendance à proposer ce produit aux plus de 40 ans qu'aux moins de 40 ans. S'il peut exister des différences dans l'offre, elles ne reposent pas sur les variables générales que nous observons (niveau de revenu ou csp) mais sur des caractéristiques beaucoup plus fines (peur de l'avenir, personne isolée, personne ayant déjà à sa charge un parent dépendant, etc. . . ). Les commerciaux n'ont pas proposé le produit dépendance à une catégorie particulière de notre population que nous pouvons identifier à l'aide de nos variables<sup>21</sup>. Les différences dans l'offre, s'il y en a, ne sont donc pas en mesure de fausser nos estimations sur la demande d'assurance.

---

<sup>20</sup> Comme l'indique le schéma base 1 en annexe.

<sup>21</sup> Ces informations ont été recueillies lors d'entretiens avec les commerciaux et les responsables du réseau.

### 6.3.5 Caractéristiques de la population assurée : base France entière

Les individus auxquels on a proposé une assurance dépendance sont par définition les clients du réseau bancaire. Ils ne sont pas nécessairement représentatifs de la population française, contrairement aux enquêtes de type INSEE, où les individus sont choisis de manière aléatoire. Les clients de ce réseau bancaire sont légèrement plus âgés et plus ruraux que la population française<sup>22</sup>.

Cette base ne nous permet pas d'étudier les déterminants de la demande d'assurance car nous ne disposons pas de la population France entière non assurée ou d'un échantillon de cette population. En revanche, cette base nous permet de faire des statistiques descriptives sur l'ensemble des individus assurés par le bancassureur. Ces résultats sont cependant à interpréter avec prudence dans la mesure où les politiques commerciales ne sont pas les mêmes dans les différentes caisses et l'assurance dépendance n'a pas été lancée au même moment dans toutes les caisses.

#### Caractéristiques de la population assurée

Au sein de la population assurée, la part des femmes est légèrement supérieure à celle des hommes<sup>23</sup>. La catégorie des retraités est surreprésentée au sein du portefeuille et composée à près de 60% d'anciens employés et d'anciens ouvriers<sup>24</sup>. L'âge moyen des individus qui souhaitent souscrire une assurance dépendance est environ de 59 ans<sup>25</sup>. Cet âge n'a fait que baisser entre le moment où le produit a été lancé et aujourd'hui. Ceci s'explique peut-être par les différentes campagnes de sensibilisation sur le risque dépendance. Le fait que les plus de 75 ans soient très peu nombreux s'explique à la fois par le peu d'ancienneté du contrat et par le fait qu'il n'est pas possible de souscrire après 75 ans. Les années à venir devraient connaître un double phénomène concernant l'âge. D'un côté, un rajeunissement de la population qui souscrit ce contrat et de l'autre, un vieillissement des clients en portefeuille. Le tableau indique une forte proportion

---

<sup>22</sup>Comme l'indique le tableau 9.3 de statistiques descriptives dans l'annexe du chapitre 6.

<sup>23</sup>Tableau 9.3 en annexe du chapitre 6.

<sup>24</sup>Tableau 9.10 en annexe du chapitre 6.

<sup>25</sup>Tableau 9.9 en annexe du chapitre 6.



d'individus mariés au sein de notre portefeuille, ce qui va plutôt dans le sens de l'hypothèse d'altruisme.

### **Caractéristiques des garanties choisies**

Nous nous intéressons dans un premier temps à l'ensemble des individus ayant souscrit une assurance ou ayant émis cette volonté, ce qui représente 293 351 individus.

**Statut de la police d'assurance** La police d'assurance a donc différents statuts<sup>26</sup>. Le pourcentage élevé d'individus en attente s'explique par la complexité de la procédure de souscription. Si le client présente des pathologies, la procédure d'acceptation peut être assez longue. Autre fait marquant, le nombre relativement élevé de contrats résiliés par le client. Ces résiliations sont d'autant plus surprenantes qu'il s'agit d'un contrat d'assurance pur où aucune sortie en capital n'est possible. Les primes d'assurance sont versées à "fonds perdus". Ce taux peut s'expliquer par le fait que les clients ne se rendent pas compte du coût mensuel de l'assurance. Il peut aussi s'expliquer par la survenance d'une information cachée qui diminue la probabilité de sinistre de l'assuré. On se retrouve alors face à un phénomène d'antisélection dynamique. La catégorie "police en service" correspond aux assurés qui sont tombés en dépendance et dont l'assureur a reconnu que le sinistre était bien couvert par la garantie. Ce taux de sinistralité est faible pour l'instant. Ceci s'explique par le fait que le produit n'a été lancé qu'en 2001 et que nos données s'arrêtent en 2007.

**Dépendance partielle** Le contrat dépendance propose également une garantie obsèques en option. La part des individus ayant souscrit cette garantie est plus forte au sein de la population ayant souscrit une option partielle qu'au sein de la population ne l'ayant pas souscrit<sup>27</sup>. Le test du khi deux nous indique que les variables sont dépendantes. La probabilité que les variables soient indépendantes est en effet inférieure à 0,0001. Rappelons que le montant minimum de

---

<sup>26</sup>Tableau 9.11 en annexe du chapitre 6.

<sup>27</sup>Voir tableau 9.13 en annexe du chapitre 6.

garantie est de 600 euros. Personne ne peut donc souscrire pour un montant inférieur. Les niveaux de garanties sont très fortement concentrés sur le niveau minimum puisque la garantie moyenne est très proche de la garantie minimum<sup>28</sup>. Ceci nous laisse penser que ce niveau minimum était trop élevé par rapport au consentement à payer. Depuis 2007, le niveau minimum a d'ailleurs été abaissé à 400 euros. L'assureur se réserve le droit d'appliquer un taux de surprime s'il considère que le risque de l'assuré est supérieur au risque moyen<sup>29</sup>. En fonction de l'âge auquel il souscrit, du niveau de garantie qu'il souhaite, de l'option partielle et du taux de surprime qu'on lui applique, l'assuré va se voir appliquer un certain montant de cotisation.

### **6.3.6 Caractéristiques de la base Région**

Nous avons eu accès aux données des assurés et d'une partie des non assurés pour une région particulière. La caisse que nous observons comporte 306 378 comptes. Ces comptes peuvent être détenus en nom propre ou en compte joint. Sur ces 306 378 individus, 6 256 sont assurés contre la dépendance. Nous bénéficions de l'intégralité du portefeuille d'individus assurés. En revanche, nous ne bénéficions pas de l'intégralité des 300 122 individus non assurés. Pour des raisons techniques, nous n'avons eu accès qu'à un tirage aléatoire au sein de cette population assurée. Un numéro a été affecté de manière aléatoire à chaque compte. Ensuite, seuls les individus dont le numero aléatoire finissait par 1,3,5 et 7 ont été retenus. Nous avons donc accès à 40% de la population non assurée. Le taux d'équipement de la caisse est égal à 2,042%. Ce chiffre est proche du taux d'équipement national. En effet, si on rapporte le nombre d'individus assurés en garantie principal sur le nombre d'individus de plus de 18 ans, on obtient un ratio de 3%<sup>30</sup>.

### **Retraitement des variables de revenu et de patrimoine**

Les variables revenu et patrimoine nous renseignent sur les montants observés sur les comptes du bancassureur. Il est donc tout à fait probable que certains individus, notamment les plus aisés,

---

<sup>28</sup> Comme l'indique le tableau 9.12 et le graphique 9-2 en annexe du chapitre 6.

<sup>29</sup> La distribution du taux de surprime est représentée dans le tableau 9.12 en annexe du chapitre 6.

<sup>30</sup> Si on prend uniquement en compte les contrats individuels qui représentent environ 1 600 000 assurés.

possèdent des comptes dans d'autres établissements financiers et que les variables observées soient faussées. Afin d'atténuer ce biais potentiel, nous avons appliqué 3 méthodes :

- Nous avons supprimé les individus actifs dont le revenu était inférieur au montant du RMI sur 12 mois et nous avons supprimé les individus retraités dont le revenu était inférieur au minimum vieillesse<sup>31</sup> car nous avons considéré que dans ce cas, les observations étaient faussées.
- Nous possédons également une variable de segmentation commerciale qui permet de classer les individus en différentes catégories de revenu et de patrimoine (cf annexes). Cette segmentation dépend du revenu et du patrimoine estimé par le chargé de clientèle. Elle est fiable dans la mesure où la plupart des campagnes commerciales de la banque se basent sur cette variable. Nous avons donc éliminé les individus dont les revenus ne correspondaient pas au revenu de la segmentation.
- Nous avons également procédé à des tests de cohérence. Nous avons supprimé les quelques valeurs extrêmes qui nous semblaient aberrantes<sup>32</sup>.

En ce qui concerne le patrimoine, il est tout à fait possible que les individus possèdent un patrimoine nul. Aucun retraitement sur le patrimoine n'a été effectué. Par ailleurs, nous avons également estimé notre modèle en excluant des variables explicatives la variable de revenu. Les résultats obtenus sur les autres variables sont robustes, ce qui nous laisse penser que même si les paramètres du revenu et du patrimoine peuvent prêter à discussion, ils ne déstabilisent pas l'ensemble de notre estimation.

La variable revenu a ensuite été discrétisée à partir de sa distribution afin de capturer des effets non linéaires. La variable "revenu1" correspond aux 10% de la population étudiée qui ont le revenu le plus faible. Ces individus gagnent entre 5 000 et 9 745 euros bruts par an<sup>33</sup>. Sur les hauts revenus, nous avons décidé d'appliquer une discrétisation plus fine, ces derniers étant plus dispersés. La variable revenu95 correspond donc aux 5% des individus qui gagnent le plus. La méthode appliquée pour discrétiser le patrimoine est identique. La variable pat100 correspond au 1% de la population au patrimoine le plus élevé.

---

<sup>31</sup>En 2007 il était de 610,28 euros par mois pour une personne seule soit 7 537,29 euros sur l'année. Le RMI pour une personne seule était de 440,86 euros par mois soit 5290,32 euros sur l'année.

<sup>32</sup>Par exemple nous avons supprimé un instituteur qui appartenait à la catégorie grand public et qui percevait un revenu annuel de 8 millions d'euros avec un patrimoine de 10 000 euros. Il est possible que cet instituteur ne soit pas une donnée aberrante mais le fait de le garder aurait considérablement perturbé le revenu moyen de la csp correspondante.

<sup>33</sup>Ces intervalles de revenu sont rappelés dans le tableau des résultats.

Seuls les individus dont l'âge à la souscription est compris entre 18 et 75 ans en 2002 ont été retenus car il n'est pas possible de souscrire au-delà de 75 ans. Par ailleurs, nous supposons que les quelques individus mineurs couverts contre la dépendance constituent soit des erreurs, soit une décision de leurs parents. Nous avons donc supprimé les individus appartenant à cette tranche d'âge. Ensuite, nous avons décidé de discrétiser l'âge par tranche quinquennale.

Au final ces différentes procédures nous ont amené à supprimer 15 à 20% des observations. Il convient de vérifier si les individus supprimés n'induisent pas un biais de sélection. Pour cela, nous avons vérifié à l'aide d'un Logit simple si les individus éliminés ne possédaient pas des caractéristiques particulières. Avant de supprimer définitivement nos variables de l'échantillon, nous avons affecté aux observations que nous voulions supprimer une variable binaire qui prend 1 si l'on souhaite supprimer l'observation et 0 sinon. Nous avons ensuite estimé la probabilité d'être supprimé ( $P(\text{sup})$ ) en retenant l'ensemble des variables explicatives comme l'indique le modèle  $P(\text{suppression})$ .

$$P(\text{sup}) = \beta_0 + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + u \quad (P(\text{suppression}))$$

Deux cas de figure peuvent alors se présenter. Soit aucune variable explicative ne ressort, ce qui signifie qu'il n'existe pas de biais de sélection dans la population supprimée, soit certaines variables explicatives sont significatives. Dans ce cas, cela signifie que la population que l'on souhaite supprimer présente des caractéristiques particulières. Il est alors nécessaire au moment d'estimer la régression d'attribuer un poids spécifique aux individus qui étaient surreprésentés dans la population supprimée. Les statistiques de la population étudiée après retraitement sont présentées en annexe.

### **La variable âge**

Les individus assurés au sein de la caisse présentent une particularité car ils possèdent deux variables d'âge :

- leur âge en 2007 (date d'obtention des données) ;
- leur âge lors de la souscription du contrat dépendance.

Les individus non assurés ne présentent en revanche qu'une seule variable d'âge : leur âge en 2007. Par ailleurs, il n'est pas possible de souscrire un contrat dépendance après 75 ans. L'âge à la souscription des individus assurés ne peut donc pas excéder 75 ans. En revanche, leur âge en 2007 peut être supérieur à 75 ans car des individus ont pu souscrire un contrat en 2003 à l'âge de 74 ans ce qui fait qu'ils ont 78 ans en 2007. La question se pose alors de savoir quelle variable d'âge choisir pour les individus assurés et quel âge limite retenir. Trois choix s'offrent à nous :

1. Si nous retenons la variable âge à la souscription pour les individus assurés et la variable âge en 2007 pour les individus non assurés, les estimations sont biaisées. Cette option rajeunit artificiellement le portefeuille d'assurés dépendance.
2. Si nous retenons la variable âge en 2007 pour tous les individus (assurés et non assurés) et que seuls les individus de moins de 75 ans sont retenus, nous perdons les individus qui se sont assurés en 2003 à l'âge de 74 ans et qui ont 78 ans en 2007.
3. Si nous retenons la variable âge en 2007 pour tous les individus (assurés et non assurés) et que les individus de moins de 81 ans en 2007 sont retenus, les estimations sont également biaisées. Cette option n'exclut pas de notre base les vieux assurés mais l'estimation est faussée car la probabilité d'un individu de s'assurer à 81 ans est nulle puisque le contrat le proscrit.

Les individus assurés de plus de 75 ans en 2007 sont cependant très peu nombreux comme l'indique le graphique 9-1 en annexe du chapitre 6. Ils sont 2 à avoir 80 ans. La vente de contrats dépendance a en effet débuté timidement en 2001 ce qui explique ces faibles effectifs. Elle est ensuite allée croissante. Nous avons donc choisi de prendre la variable âge en 2007 pour l'ensemble des individus (assurés et non assurés) et de ne nous intéresser qu'aux individus de moins de 79 ans. Le fait de ne retenir les individus de moins de 81 ans aurait considérablement influencé à la baisse la probabilité de s'assurer vu le peu d'individus assurés de cet âge.

### **La variable compte joint**

La variable de statut matrimonial renseignée par le bancassureur est peu fiable dans la mesure où elle est assez rarement actualisée. Nous avons donc décidé de construire une variable

matrimoniale à partir de l'intitulé du compte bancaire. Nous avons donc créé une indicatrice de compte joint lorsque le compte était intitulé "Mr ou Mme". Lorsque le compte était intitulé "Mr" uniquement ou "Mme" uniquement nous avons également créé une indicatrice. Nous avons également identifié des comptes dont l'intitulé était "Mrs". Ce cas de figure assez rare correspond en fait à des frères qui vivent ensemble<sup>34</sup> ou qui gèrent une exploitation agricole ensemble et qui sont célibataires. Cette variable est potentiellement intéressante car le fait de posséder un compte joint est un indicateur *a priori* plus fiable du fait d'être en couple que le fait d'être marié ou non.

### **L'aversion au risque**

Pour prendre en compte l'effet de l'aversion au risque, nous avons retenu le fait de détenir une couverture prévoyance quelque soit sa forme (temporaire décès, arrêt de travail<sup>35</sup>, etc...). On peut considérer qu'un individu s'il est riscophobe va souscrire un contrat de ce type.

### **Le prix de l'assurance**

Il convient de mettre en relation l'effet de la probabilité de sinistre avec les variations des niveaux de prime par âge. Pour un âge et un montant de rente donné, les variations de la prime mensuelle varient beaucoup plus fortement entre 18 et 75 ans que les probabilités de sinistre. Ces variations sont représentées sur le graphique 6-1 pour 3 niveaux de rente différents : 600, 700 et 800€. Nous avons choisi ces 3 niveaux de rente en cas de dépendance car 90% des niveaux de rente sont compris entre 600 et 800 euros.

---

<sup>34</sup>Les deux messieurs portent le même nom.

<sup>35</sup>Le contrat arrêt de travail concerne surtout les artisans et professions libérales. Une indicatrice nous a permis de savoir si oui ou non le client était couvert par un contrat de prévoyance. Une autre indicatrice nous a également renseigné sur le fait que l'individu était couvert par un contrat arrêt de travail. Nous avons ensuite fusionné ces deux variables au sein d'une variable d'aversion au risque.

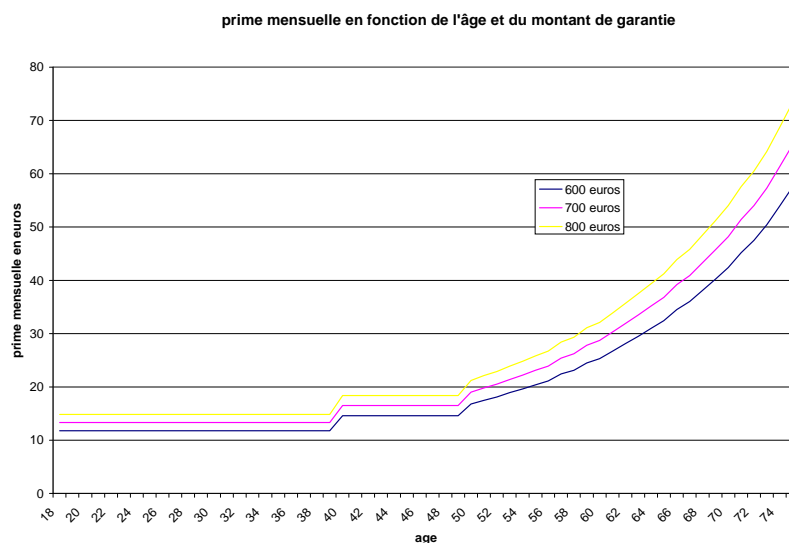


FIG. 6-1 – Prime mensuelle en fonction de l'âge et du montant de garantie

### Reconstitution de la probabilité de sinistre à partir de l'enquête HID

Il est possible que la probabilité d'être un jour dépendant joue un rôle dans la décision de souscrire ou non une assurance dépendance. En particulier, il est fort probable qu'on assiste à un effet de sélection, c'est-à-dire que les individus présentant une probabilité élevée de devenir dépendant aient plus tendance à s'assurer que les individus qui présentent une probabilité faible. Des études similaires ont été menées sur l'assurance santé (Geoffard, Grandchamps et Gardiol, 2005).

Il y a peu de chances que de son côté, l'assuré effectue une bonne évaluation de son risque objectif. En effet, les études empiriques montrent qu'il est très difficile pour les assurés d'avoir une bonne connaissance de leur niveau de risque, quand l'horizon de survenance du sinistre est lointain (Kunreuther, 1978). En revanche, il est possible que l'assuré intègre néanmoins dans sa décision de grands faits objectifs : « je suis une femme donc j'ai plus de chances d'être dépendante un jour » ou « j'ai fait un travail physique toute ma vie donc j'ai une probabilité plus importante d'être dépendant à la fin de ma vie ». En mettant en relation la probabilité de sinistre objective et les déterminants de la souscription, nous cherchons à tester une forme

de rationalité de l'assuré : les plus risqués (sur la base d'un risque exogène, connaissance commune de l'assureur, de l'assuré, de la population. . . ) s'assurent-ils davantage ? Pour cela, il est nécessaire de reconstituer de manière exogène une probabilité de sinistre.

Nous reconstituons la probabilité d'être dépendant un jour et pendant au moins un an à âge et sexe donnés, en utilisant deux sources exogènes de données : les données de l'enquête Handicap Invalidité Dépendance (HID) et celles issues des tables de mortalité<sup>36</sup>.

Soit  $p_{f,x}$  la proportion de femmes dépendantes parmi les femmes d'âge  $x$ . Ainsi,  $(1 - p_{f,x})$  désigne la proportion de femmes non dépendantes d'âge  $x$ . Les données de l'enquête HID permettent de connaître les  $(p_x)_{x=...}$ , pour les hommes et les femmes.

Considérons une femme non dépendante à l'âge  $x$ , devant choisir de s'assurer ou non contre la dépendance. L'année suivante, autrement dit à l'âge  $x + 1$ , trois situations sont possibles :

- soit la femme est morte, avec une probabilité  $m_{f,x+1/ndx}$ .
- soit la femme est en vie et elle est restée non dépendante, avec une probabilité  $s_{f,x+1/ndx}$ <sup>37</sup>.
- soit elle est en vie mais elle est tombée dépendante alors qu'elle ne l'était pas à la période précédente, avec une probabilité  $d_{f,x+1/ndx}$ .

Par définition la somme des probabilités est égale à 1 ce qui donne :

$$m_{f,x+1/ndx} + s_{f,x+1/ndx} + d_{f,x+1/ndx} = 1 \quad (6.8)$$

Considérons aussi le cas d'une femme dépendante à l'âge  $x$ . Pour elle, deux états sont possibles l'année suivante :

- soit la femme est morte avec une probabilité  $m_{f,x+1/dx}$
- soit elle est restée en vie et dépendante avec une probabilité  $d_{f,x+1/dx}$

Par définition :

$$m_{f,x+1/dx} + d_{f,x+1/dx} = 1 \quad (6.9)$$

---

<sup>36</sup>Ces deux bases de données proviennent de l'INSEE. Les tables officielles de mortalité sont disponibles sur le site [http://www.actuaris.com/site/index.php?page=infotech&categorie\\_infotech=4&lang=1](http://www.actuaris.com/site/index.php?page=infotech&categorie_infotech=4&lang=1) ou sur le site de l'INED [http://www.ined.fr/cdrom\\_vallin\\_mesle/contenu.htm](http://www.ined.fr/cdrom_vallin_mesle/contenu.htm)

<sup>37</sup>Cette expression peut se lire comme la probabilité de survie (s) d'une femme (f) à l'âge  $x+1$  sachant qu'elle était non dépendante (nd) à l'âge  $x$ .



Au final on peut donc représenter les différents scénarios à l'aide d'une table multi états<sup>38</sup>.

La probabilité  $m_{f,x+1/ndx}$  que la femme soit décédée en  $x + 1$  alors qu'elle n'était pas dépendante en  $x$  (respectivement  $(1 - m_{f,x+1/ndx})$  qu'elle soit encore en vie) peut être obtenue grâce aux informations issues des tables de mortalité.

$$m_{f,x+1/ndx} = \frac{L_x - L_{x+1}}{L_x} \quad (6.10)$$

Les probabilités  $d_{f,x+1/ndx}$  s'obtiennent à partir des lois d'incidence de la dépendance calculées à partir de l'enquête HID. On considère ici les gens dépendants comme ceux appartenant aux GIR 1 à 4. La relation 6.8 permet alors de trouver très simplement la probabilité de rester non dépendant à l'âge  $x + 1$ , sachant que l'individu est non dépendant à l'âge  $x$  :

$$s_{f,x+1/ndx} = 1 - m_{f,x+1/ndx} - d_{f,x+1/ndx}$$

Les  $m_{f,x+1/dx}$  sont tirées de l'enquête HID. La relation 6.9 nous permet d'en déduire les  $d_{f,x+1/ndx}$ .

Considérons la situation d'une femme d'âge  $x$ , non dépendante. Nous cherchons à évaluer la probabilité  $\Pi_x$  que cette femme devienne un jour dépendante dans sa vie et reste au moins un an en état de dépendance<sup>39</sup>. Cette femme peut tomber dépendante l'année d'après, en  $x + 1$ , avec une probabilité  $d_{f,x+1/ndx}$ . Comme on souhaite qu'elle soit encore en vie en  $x + 2$ , il convient de multiplier par la probabilité  $d_{f,x+2/dx+1}$ .

La probabilité  $P_{f,x+1}$  correspond donc à la probabilité qu'une femme d'âge  $x$  soit dépendante en  $x + 1$  et encore en vie mais dépendante en  $x + 2$ . Elle peut s'écrire :

$$P_{f,x+1} = d_{f,x+1/ndx} * d_{f,x+2/dx+1}$$

soit

---

<sup>38</sup>Voir la figure 9-4 pour une représentation de la table multi état en annexe du chapitre 6.

<sup>39</sup>Nous partons de l'hypothèse que si la personne est dépendante sur une courte durée (3 mois, 6 mois), nous situons encore dans un cadre purement médical. Par conséquent, la personne peut être prise en charge par la sécurité sociale. Au delà d'un an, on peut considérer que la situation de dépendance est consolidée et qu'elle sort de la prise en charge purement médicale.

$$P_{f,x+1} = d_{f,x+1/ndx} * d_{f,x+2/dx+1}$$

Plus généralement, la probabilité qu'une femme non dépendante à l'âge  $x$  tombe dépendante à l'âge  $x + k$  et reste dépendante au moins un an s'écrit :

$$P_{f,x+k} = \left( \prod_{i=0}^{k-2} s_{f,x+i+1/ndx+i} \right) * d_{f,x+k/ndx+k-1} * (1 - m_{f,x+k+1/dx+k}) \quad (6.11)$$

Au final, la probabilité totale d'être dépendant au moins une fois avant de mourir, notée  $\Pi_x$  correspond à  $\sum_{k=1}^n P_{f,x+k}$ .  $n$  correspond ici au nombre d'années entre l'âge de l'individu et 107 ans, l'âge auquel on suppose que tout le monde est mort. On a donc :

$$\Pi_{f,x} = \sum_{k=1}^n \left( \left( \prod_{i=0}^{k-2} s_{f,x+i+1/ndx+i} \right) * d_{f,x+k/ndx+k-1} * (1 - m_{f,x+k+1/dx+k}) \right) \quad (6.12)$$

L'application de cette formule, pour les hommes et les femmes, à chaque âge  $x$ , nous permet d'obtenir les probabilités représentées sur le graphique 6-2.

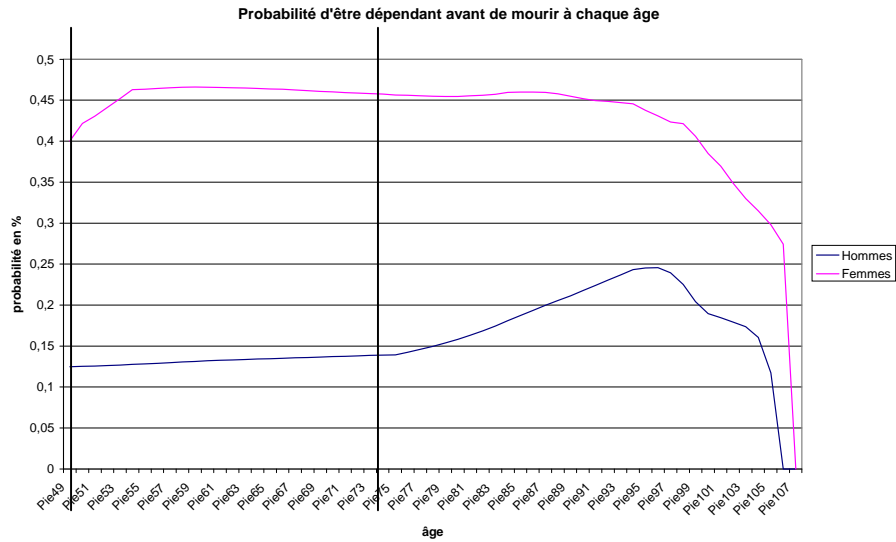


FIG. 6-2 – Probabilité d'être dépendant avant de mourir à chaque âge

La forte diminution de la probabilité aux âges élevés traduit le fait que ces individus ont beaucoup plus de chances de mourir que de tomber dépendants. Sur l'intervalle 49-75 ans qui nous intéresse tout particulièrement puisqu'il s'agit des individus en âge de s'assurer, les probabilités d'être dépendant avant de mourir sont relativement stables. A noter que la probabilité est très légèrement croissante pour les hommes et très légèrement décroissante pour les femmes. Si les femmes adoptaient un comportement rationnel, elles devraient donc s'assurer légèrement moins au fur et à mesure que leur âge augmente, et inversement pour les hommes. Cependant, les variations de probabilité étant très faibles entre 49 et 75 ans, s'il existe un effet de sélection il devrait davantage porter sur les différences entre sexe que les différences de probabilité aux différents âges. Sur la période 50-75 ans la probabilité des femmes d'être dépendantes au moins un an avant de mourir est environ 4 fois supérieure à celle des hommes.

## 6.4 Premiers résultats empiriques

Les premiers résultats obtenus à partir de la base de données "assurés France entière" ont été obtenus à l'aide d'une méthode de classification hiérarchique (Nouet & Plisson 2006). Cette méthode nous a permis d'isoler 5 classes homogènes de clients pour les femmes et 6 pour les hommes. Nous n'observons donc pas un type très particulier d'individu susceptible de s'assurer mais plusieurs types appartenant à plusieurs catégories de la population. Lors de cette étude, nous ne disposons pas de l'échantillon de clients non assurés de la caisse. A l'aide de cette base de données région nous pouvons maintenant analyser de manière plus fine les effets des variables à notre disposition sur la probabilité de souscrire un contrat.

### 6.4.1 Méthode d'estimation

Dans cette section, nous nous intéressons d'abord à l'influence des déterminants classiques sur la probabilité de souscrire une assurance dépendance : l'âge, le sexe, la catégorie socioprofessionnelle, le revenu, le patrimoine. Nous modélisons l'effet de ces variables sur la probabilité de s'assurer grâce à un modèle Logit simple. Nous estimons dans un premier temps l'effet des

variables socio-démographiques<sup>40</sup> (modèle A1) puis nous intégrons progressivement notre proxy d'aversion au risque (modèle A2) puis enfin notre probabilité de sinistre reconstituée (modèle A3).

$$P(A) = \beta_0 + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + u \quad (\text{A1})$$

$$P(A) = \beta_0 + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \beta_j * Aversion + u \quad (\text{A2})$$

$$P(A) = \beta_0 + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \beta_j * Aversion + \beta_k * Pr\ oba + u \quad (\text{A2})$$

Comme nous l'avons explicité précédemment, la base région contient l'ensemble des individus assurés mais qu'un échantillon des clients du bancassureur non assurés (40%). Afin de ne pas fausser les estimations, il est nécessaire de prendre en considération cette sous pondération des clients non assurés. Deux méthodes sont alors possibles :

- la méthode du bootstrap ;
- la méthode des poids.

La méthode du Bootstrap consiste à réaliser un tirage aléatoire au sein de la population assurée (40%) puis d'estimer le modèle Logit en prenant l'intégralité des individus non assurés et le tirage aléatoire des individus assurés. On réalise plusieurs fois cette opération (20) puis on étudie la convergence des coefficients estimés. La méthode du Bootstrap a été appliquée lors d'un travail de recherche précédent<sup>41</sup> sur des données non discrétisées qui n'ont pas subi des retraitements aussi fins que ceux présentés dans ce chapitre. En revanche, nous avons pu construire des variables d'interaction. Les résultats obtenus à l'aide de cette méthode sont exposés en annexe du chapitre 6. Il est intéressant de remarquer que même en appliquant une méthode d'estimation différente sur des données retraitées différemment, les résultats sont assez proches, ce qui renforce leur robustesse.

---

<sup>40</sup> Représentées ici par la matrice  $\mathbf{X}$ .

<sup>41</sup> Cette étude s'intitule "The Characteristics of the Demand for Private Long-Term Care Insurance in France" par M. Plisson, S. Nouet et M. Nayaradou. Elle a donné lieu à une présentation lors du « 6th International Workshop on Pension and Saving : Consequences of Longevity Risks on Pension Systems and Labor Markets » le 13 Avril 2008 à l'université Paris Dauphine (Chaire Dauphine-Ensaie Groupama de la Fondation du Risque). Cette étude est disponible sur le web.

La méthode de pondération consiste lors de l'estimation du Logit sous SAS à surpondérer les individus non assurés à l'aide de la commande "weight". Dans notre cas, nous avons donc normé le poids des assurés à 1 et nous avons affecté un poids de 2,5 aux individus non assurés. Nous avons appliqué cette méthode aux données qui ont subi des retraitements approfondis, notamment sur les variables de revenu et de patrimoine. Nous avons également discrétisé les variables afin d'étudier l'éventualité d'effets non linéaires. En revanche, sur ces données discrétisées, nous n'avons pas construit de variables d'interaction afin de ne pas multiplier le nombre de variables explicatives, ce qui aurait nuit à la significativité des effets étudiés. Les résultats des estimations obtenus à l'aide des modèles A1, A2 et A3 sont présentés dans les tableaux 6.1, 6.2 et 6.3.

Enfin, nous avons également estimé les modèles A1, A2 et A3 sur les sous populations qui présentaient une probabilité de s'assurer plus élevée que la moyenne. Nous avons donc identifié 3 sous populations :

- les femmes ;
- les individus âgés de 50 à 75 ans ;
- les employés, ouvriers, retraités et autres personnes n'ayant jamais travaillé.

Les résultats de ces estimations sur les sous populations sont représentés dans les tableaux +50 ans (1), (2) et (3) pour les 50-75 ans, sur les tableaux Femme (1), (2) et (3) pour les femmes et les tableaux Employés (1), (2) et (3). Ces résultats sont reportés en annexe du chapitre 6.

Les pouvoirs prédictifs des modèles sont étudiés à l'aide du ratio (nombre d'assurés prédits par le modèle/individus réellement assurés) calculé par SAS<sup>42</sup>. Ce ratio est reporté dans les estimations des modèles A1, A2 et A3.

#### **6.4.2 L'effet des variables sociodémographiques et de revenu sur la décision d'assurance**

Un premier résultat est que la probabilité de s'assurer est très faible et ceci quelque soit la catégorie de la population étudiée. Les différentes estimations confirment ce résultat. Cette

---

<sup>42</sup>Pour exemple dans le cas du modèle A2, dans 87,5% des cas la situation (assuré/non assuré) que prédit le modèle au sein de la population assurée est la bonne.

faible probabilité s'explique par le fait que le produit dépendance est un produit relativement nouveau en France et que ce produit n'a été proposé aux clients du bancassureur qu'à partir de 2001. Les campagnes commerciales ont été relativement timides dans un premier temps car ce produit était peu rémunérateur pour le réseau en comparaison des autres produits d'assurance proposés (assurance-vie, temporaire décès, etc. . . ). Cependant, même si la probabilité moyenne de s'assurer est très faible, nous aurions pu observer des probabilités élevées de s'assurer pour certaines catégories de la population. Il n'en est rien. Pour preuve, lorsqu'on utilise une csp à deux chiffres très peu de variables sont significatives. Ceci nous laisse penser que le produit, s'il continue à se développer, a vocation à devenir un produit de masse. Toute personne peut potentiellement souscrire un contrat dépendance. Ceci ne nous empêche pas d'observer des effets propres à certaines variables. Les résultats doivent donc s'appréhender de la manière suivante : « si le marché continue à se développer et si les tendances observées se confirment, voici les tendances que nous devrions observer sur la souscription de l'assurance dépendance ».

Par ailleurs, nos résultats sont à prendre avec précaution. Nous cherchons en effet à expliquer un comportement rare (la probabilité moyenne de s'assurer est faible) à l'aide de variables relativement générales. Nos variables ne permettent pas d'identifier les individus qui ont une très forte probabilité de s'assurer. Nous ne disposons pas de variables suffisamment intimes (le fait de s'être occupé de ses parents dépendants, de s'être fâché avec ses enfants, etc. . . ) pour dégager une population où la probabilité de s'assurer serait forte. Notre modèle ne nous permet donc pas de prédire le fait qu'un individu particulier s'assure ou non. Il nous permet seulement de dégager des tendances dans un marché qui n'en est qu'à ses prémises.

Il est également intéressant d'utiliser la probabilité de risque reconstituée à partir de l'enquête HID. D'un point de vue théorique il est possible d'intégrer cette variable comme variable explicative de la probabilité de s'assurer. Elle est en effet reconstituée à partir de l'âge et du sexe. Elle présente donc une corrélation forte avec la variable âge et sexe. Cependant, cette variable de risque n'est pas colinéaire avec les variables d'âge et de sexe (cf reconstitution de la probabilité exogène). Nous n'avons donc pas de colinéarité au sein de la matrice des variables explicatives. Intégrer cette variable comme explicative présente cependant un autre problème. Par définition, pour un âge et un sexe donnés, nous n'avons pas différents niveaux de probabilité. Il n'y a donc pas de variation de la probabilité à âge et sexe donnés. Intégrer cette

probabilité en tant que variable explicative peut apparaître contraire à l'esprit du Logit qui raisonne toutes choses égales par ailleurs. Nous testerons donc un modèle en intégrant cette variable et un modèle sans.

### **L'effet du sexe**

Toutes choses égales par ailleurs, les femmes s'assurent beaucoup plus que les hommes<sup>43</sup>. Cet effet est encore plus marqué sur la catégorie des 50-79 ans comme l'indique le tableau +50 ans (1).

Un effet prix pourrait être à l'origine de ce comportement. En effet, les femmes présentent des taux de prévalence plus élevés que les hommes comme l'indique le graphique 6-2. Dans ces conditions, à chaque fois que le niveau de prime ne dépend pas du sexe, les taux de chargement sont beaucoup plus faibles pour les femmes que pour les hommes. Brown et Finkelstein (Finkelstein & Brown 2007) ont même montré que les taux de chargement des femmes pouvaient être négatifs. Compte tenu de l'effet d'aubaine, les femmes s'assurent relativement peu. Elles s'assurent davantage que les hommes mais pas autant qu'elles le devraient si elles profitaient pleinement de l'effet d'aubaine. Ce résultat peut également s'interpréter par le fait que l'assurance dépendance présente une faible élasticité prix de la demande.

Un effet de sélection peut également s'ajouter à l'effet prix. Même si la prime était différenciée, les femmes pourraient s'assurer davantage du fait de leur probabilité de sinistre plus élevée (effet de sélection) et de leur probabilité plus faible de recevoir de l'aide informelle. Enfin, ces différences de comportement face à l'assurance entre les hommes et les femmes pourraient être l'expression d'un degré d'aversion aux risques différent.

### **L'effet de l'âge**

Conformément à la littérature, l'effet de l'âge est fort sur la probabilité de s'assurer et ceci sur l'ensemble des estimations réalisées. Le fait d'avoir discrétisé cette variable explicative nous

---

<sup>43</sup>Ce résultat s'observe sur les tableaux 6.1, 6.2 et 6.3 ainsi que sur le Bootstrap et les sous populations 50-74 ans et employés ouvriers retraités présentés en annexe du chapitre 6.

permet de remarquer que si l'effet est croissant jusqu'à 69 ans, il décroît ensuite comme l'indique le tableau 6.1. Cet effet en cloche de l'âge est représenté graphiquement en annexe du chapitre 6.

Ce résultat semble dans un premier temps contraire à ceux obtenus par Courbage et Roudaut (Courbage & Roudaut 2008). Il semble qu'à partir de 69 ans, l'effet proximité du risque soit contrebalancé par l'effet prix. Le graphique 6-1 indique que la prime mensuelle est quasiment multipliée par 4 entre 40 ans et 69 ans. Elle croît de manière quasi exponentielle à partir de 50 ans. A titre de comparaison, Sloan et Norton observaient une influence négative de l'âge sur les données AHEAD et un effet positif sur les données HRS (Sloan & Norton 1997).

L'effet négatif très important de la classe d'âge entre 75 et 79 ans dans le modèle A1 s'explique par le peu d'effectif au sein de cette classe. Elle ne concerne en effet que les individus ayant souscrit avant 2007 à un âge proche de 75 ans (âge limite pour souscrire au contrat). Sur les modèles A2 et A3, l'effet de cette classe d'âge n'est d'ailleurs pas significatif. A noter que le fait d'exclure cette classe d'âge des variables explicatives n'affecte pas les estimations des autres classes d'âge. A noter également que l'effet de l'âge semble plus marqué au sein de la population des femmes, comme l'indique le tableau Femme (1) en annexe.

### **L'effet de la csp**

Les résultats reportés sur le tableau 6.1 indiquent que l'appartenance aux catégories employés et ouvriers influence fortement la souscription. Il semblerait que le produit dépendance soit plutôt un produit à destination des classes moyennes et populaires. Ce résultat peut s'interpréter de différentes manières.

Si on considère que la csp est une proxy du niveau d'éducation, nous obtenons ici des résultats contraires à ceux obtenus à partir de la base SHARE (Courbage et Roudaut, 2008). La probabilité de s'assurer est ici très faible pour les cadres. Elle augmente fortement pour les ouvriers et les employés. Les résultats de la catégorie agriculteurs sont difficiles à interpréter en raison du manque d'effectifs. Lorsque les résultats sont significatifs, on observe cependant une tendance à s'assurer davantage. L'explication par la myopie face au risque ne semble donc pas se vérifier à partir de nos données. Les classes moyennes et populaires seraient donc tout



à fait conscientes des enjeux du risque dépendance. Les sondages réalisés sur cette question confirment ce résultat (CSA 2006).

Ce résultat peut également s'interpréter en termes de revenu et de patrimoine car la csp est une bonne proxy de ces deux variables. Cette analyse sera menée plus en détail dans les paragraphes suivants.

Ce résultat peut enfin s'interpréter en termes d'effet de sélection. L'enquête HID a en effet montré que la csp des ouvriers et des ouvriers à la retraite avaient une probabilité de devenir dépendant plus forte que la moyenne, notamment les individus ayant exercé des travaux physiques tout au long de leur vie professionnelle (Duée & Rebillard 2004a). Des travaux épidémiologiques ont également montré que le fait d'exercer une activité intellectuelle le plus tard possible (lecture, théâtre, etc...) retardait ou empêchait l'apparition de la maladie d'Alzheimer. Si on combine ces deux facteurs, on s'aperçoit que les ouvriers et employés<sup>44</sup> ont en moyenne une probabilité plus forte de devenir dépendants que l'ensemble de la population. Le fait qu'ils s'assurent davantage relève donc d'un comportement parfaitement rationnel. Cet effet de sélection des catégories socio-professionnelles laisse même présager un phénomène d'antisélection dans la mesure où l'appartenance à une csp particulière n'est pas prise en compte dans la tarification effectuée par l'assureur.

### **L'effet du revenu**

Le revenu exerce un effet en cloche sur la probabilité de souscription comme l'indique le tableau 6.2 ainsi que le graphique en annexe. Les deux premiers déciles de revenu ont une probabilité de s'assurer plus faible que les déciles intermédiaires. Ceci est sans doute la résultante du poids de la contrainte budgétaire pour ces catégories de revenu. Entre 13 659 et 30 777 euros annuels, l'effet du revenu sur la probabilité de s'assurer n'est pas significatif. Entre 30 777 et 74 469 euros, l'effet est en revanche positif.

Les hauts revenus (dernier décile) présentent en revanche une probabilité plus faible, ce qui peut alors s'expliquer par un comportement d'auto assurance. Si on croise ce résultat avec celui observé sur la csp, on observe que les individus qui s'assurent le plus appartiennent aux csp

---

<sup>44</sup>On pourrait également inclure les agriculteurs.

Variable dépendante méthode		probabilité de souscrire une assurance dépendance		
		régression logistique		
		Modèle A1	Modèle A2	Modèle A3
Constante		-7.7310***	-8.0346***	-18.6570***
Age	d25a29	0.5474***	0.5847***	ns
	d30a34 (ref)	ref	ref	ref
	d35a39	1.2743***	0.9933***	ns
	d40a44	1.4622***	1.1819***	ns
	d45a49	2.2392***	1.9639***	10.0638***
	d50a54	2.3759***	2.1300***	8.4420***
	d55a59	2.3356***	2.2204***	7.9814***
	d60a64	2.4906***	2.5319***	8.0666***
	d65a69	2.4456***	2.5779***	7.9786***
	d70a74	2.0977***	2.2785***	7.6666***
	d75a79	-13.3925*	ns	ns
femme		1.6711***	1.7968***	-10.2933***
CSP	agriculteurs exploitants (csp1)	0.3582*	-0.3949*	ns
	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise (csp2)	0.4200**	ns	ns
	Cadre et professions intellectuelles supérieures (csp3)	ref	ref	ref
	Professions intermédiaires (csp4)	0.7443***	0.7753***	0.4780**
	Employés (csp5)	1.4295***	1.4418***	1.4004***
	Ouvriers (csp6)	1.8166***	1.8450***	1.6904***
	Retraités (csp7)	1.6452***	1.6605***	1.8046***
	Autres personnes sans activité professionnelle (csp8)	1.5892***	1.6089***	1.6243***

TAB. 6.1 – Les déterminants de la demande d'assurance 1/3

employés, ouvriers et employés et ouvriers à la retraite mais également ceux qui se situent entre le 6ème et le 9ème décile des revenus. On peut donc en conclure que les classes moyennes sont celles qui présentent l'appétence la plus forte pour le produit dépendance. Ce comportement apparaît relativement rationnel dans la mesure où nous avons montré dans le chapitre 2 que les classes moyennes étaient les plus défavorisées par l'aide publique.

### L'effet du patrimoine

On observe une corrélation positive entre le niveau de patrimoine et la probabilité de s'assurer pour les quatre premiers déciles de patrimoine. Cependant, les quatre premiers déciles concernent les individus qui possèdent entre 0 et 2000 euros de patrimoine. Il est donc possible

que les individus possédant d'autres comptes d'épargne dans d'autres banques soient surreprésentés au sein de cette catégorie. C'est pourquoi nous n'interprétons pas davantage les résultats concernant ces catégories de patrimoine. L'effet est ensuite stable pour les trois déciles suivants (D5, D6, D7). Pour les déciles supérieurs, on observe une relation positive et relativement forte entre le niveau de patrimoine et la probabilité de souscrire. Deux effets peuvent *a priori* expliquer la forme de la relation.

D'abord l'assurance dépendance peut servir à assurer son patrimoine, et par suite préserver le montant de l'héritage à transmettre. Autrement dit, les individus peuvent préférer payer une assurance plutôt que de courir le risque d'avoir à désépargner pour financer leur dépendance et par la même déshériter leurs enfants. Si cette explication tient, nos résultats montrent que les très riches ont une aversion plus forte au risque de désépargne (les individus auraient donc des préférences de type IARA).

En outre, cet effet peut être renforcé par le desserrement de la contrainte budgétaire au fur et à mesure que le patrimoine augmente.

### **L'effet couple**

La variable compte joint influence négativement la probabilité de s'assurer si on prend le compte Monsieur en variable de référence comme l'indique le tableau 6.3. Ce résultat est légèrement différent de celui obtenu par Courbage et Roudaut qui mentionnaient que le fait d'être marié influençait positivement la probabilité de s'assurer par rapport au fait d'être divorcé ou célibataire. Cependant, le degré de fiabilité de cette variable rend difficile l'interprétation de ce résultat.

### **L'influence de la probabilité de sinistre**

L'influence de la probabilité de sinistre est significative sur la probabilité de s'assurer comme l'indique le tableau 6.3. Le niveau très élevé du coefficient s'explique dans la mesure où il est multiplié à une probabilité et non à un niveau de patrimoine ou de revenu. On observe donc

		Modèle A1 (suite)	Modèle A2 (suite)	Modèle A3 (suite)
Constante		-7.7310***	-8.0346***	-18.6570***
Revenu	revenu1 (5 000-9 745)	-0.5716***	-0.5047***	-0.5938***
	revenu2 (9 745-13 659)	-0.3375***	-0.3212	-0.3343***
	revenu3 (13659-17 130)	ns	ns	-0.1603*
	revenu4 (17 130-20 751)	ns	ns	ns
	revenu5 (20 751-25 155)	ns	ns	ns
	revenu6 (ref) (25 155-30 777)	ref	ref	ref
	revenu7 (30 777-38 531)	0.1729**	0.1496*	0.1039*
	revenu8 (38 531-49 787)	0.2235***	0.1669***	ns
	revenu9 (49 787-74 469)	0.1439*	ns	ns
	revenu95 (74 469-109 215)	ns	ns	ns
	revenu99 (109 215-252 220)	-0.2539***	-0.3323***	-0.4112***
revenu 100 (252 220-8 002 493)	-1.4131***	-1.5040***	-1.6689***	
Patrimoine	pat1 (0)	-1.2199**	-1.1068*	-1.4677***
	pat2 (1-41)	ns	ns	-0.2487**
	pat3 (41-446)	0.3130***	0.2105***	ns
	pat4 (446-1 955)	0.4848***	0.3696***	0.3088***
	pat5 (1 955-5 238.5)	0.1631*	ns	ns
	pat6 (ref) (5 238.5-10 961)	ref	ref	ref
	pat7 (10 961-21 337)	ns	ns	ns
	pat8 (21 337-42 618)	0.1174*	0.2003**	0.2024***
	pat9 (42 618-94 845)	0.6316***	0.7519***	0.7437***
	pat95 (94 845-168 551)	0.9161***	1.0549***	1.0119***
	pat99 (168 551-424 980)	0.9082***	1.0464***	0.9823***
pat100 (424 980-1 985 382)	0.8438***	1.0593***	1.0068***	

TAB. 6.2 – Les déterminants de la demande d’assurance 2/3

		Modèle A1 (suite)	Modèle A2 (suite)	Modèle A3 (suite)
Constante		-7.7310***	-8.0346***	-18.6570***
Famille	Compte Monsieur (ref)	ref	ref	ref
	Compte Madame	-0.6180***	-0.8776***	-0.9022***
	Compte joint	-14.0065***	-0.5933***	-0.6359***
	Compte Messieurs	ns	ns	ns
aversion		2.5572***	1.5861***	
probabilité de sinistre				37.9150***
% concordant		82.7	87.5	85.8

\* signifie Proba<0.05

\*\* signifie Proba<0.01

\*\*\* signifie Proba<0.001

Les différentes tranches de revenu et de patrimoine sont exprimées en euros.

Le % concordant est un indicateur de la qualité de la régression. Il est calculé à partir du ratio (décision d'assurance prédite par le modèle / décision d'assurance observée).

TAB. 6.3 – Les déterminants de la demande d'assurance 3/3

un effet de sélection sur le marché de l'assurance dépendance. Nous verrons dans le chapitre 7 si cet effet de sélection annonce un phénomène d'antisélection.

### 6.4.3 Le rôle de l'aversion au risque

L'aversion au risque est un autre déterminant classique de la demande d'assurance. Cependant, Norton et Sloan montraient dans leurs travaux que l'aversion au risque n'affectait pas la demande d'assurance dépendance (Sloan & Norton 1997). Notre proxy d'aversion nous indique que l'aversion au risque joue positivement sur le fait de s'assurer, ce qui confirme les résultats obtenus sur le marché américain (Finkelstein & Garry 2006). Le fait d'intégrer une variable d'aversion au risque indépendante permet également dans une certaine mesure de purger les effets des autres variables de l'effet propre à l'aversion.

Un individu qui souscrit une assurance prévoyance a, toutes choses égales par ailleurs, 9,54 fois plus de chances de s'assurer contre la dépendance, qu'un individu qui ne souscrit pas une telle assurance<sup>45</sup>. L'assurance dépendance est donc marquée par un fort effet de sélection qui

<sup>45</sup>Ce calcul est obtenu à partir des rapports de côte.

concerne l'aversion au risque. Cet effet de sélection ne gêne pas le fonctionnement du marché tant qu'il n'est pas corrélé à des niveaux de risque qui diffèrent de la moyenne.

#### 6.4.4 Les résultats de la méthode Bootstrap

Les résultats obtenus à l'aide de la méthode du Bootstrap présentés en annexe du chapitre 6 confirment les résultats obtenus à l'aide des variables discrétisées. L'âge, le patrimoine et le fait d'être une femme joue positivement sur la probabilité de s'assurer<sup>46</sup>. Les variables d'interaction indiquent qu'au sein des catégories ouvriers (csp6), le revenu et le patrimoine jouent positivement sur la probabilité de souscription<sup>47</sup>. Si on traduit ces résultats en termes de rapport de probabilité, il s'avère qu'une femme, ouvrière et appartenant aux 10% des individus les plus riches de sa catégorie a 5,5 fois plus de chance de s'assurer que l'ensemble de la population. Une femme ouvrière et appartenant aux 10% des individus les plus vieux a 5,7 fois plus de chances de s'assurer que le reste de la population<sup>48</sup>.

#### 6.4.5 Les déterminants du niveau d'assurance au sein de la population assurée

Après avoir étudié les déterminants de la décision d'assurance, nous pouvons dans un second temps nous intéresser aux déterminants du niveau d'assurance. Il est intéressant d'étudier si les tendances observées sur la souscription se retrouvent sur le niveau de garantie choisi. Pour cela, nous aurons recours à deux variables proxy :

- la garantie en cas de dépendance partielle ;
- le montant de garantie.

Dans le premier cas, l'individu ne souhaite pas augmenter son niveau de garantie en cas de dépendance mais il souhaite être pris en charge en cas de dépendance partielle (GIR 3 et

---

<sup>46</sup>Ces résultats sont représentés dans le tableau intitulé "Bootstrap des variables sélectionnées dans le modèle simple".

<sup>47</sup>Ces résultats sont représentés en annexe dans le tableau intitulé "Bootstrap des variables sélectionnées dans le modèle avec interactions".

<sup>48</sup>Voir "Rapport des probabilités de s'assurer" présenté en annexe du chapitre 6.

4). Dans le second, il souhaite augmenter le niveau de sa rente en cas de dépendance lourde. L'objectif de cette section est d'analyser si les déterminants de la décision d'assurance sont les mêmes que les déterminants du montant de garantie.

### **Les déterminants d'une couverture contre la dépendance partielle au sein de la population assurée**

Au sein de la population assurée, il est possible d'étudier l'effet des variables sur la probabilité de souscrire une assurance partielle à l'aide d'un Logit simple comme l'indique le modèle<sup>49</sup> Partielle.

$$P(Part/Ass) = \beta_0 + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + u \quad (\text{Partielle})$$

Les résultats sont présentés dans les tableaux Partielle (1), (2) et (3) situés en annexe du chapitre 6. Ils indiquent qu'au sein de la population assurée, l'âge n'influence pas significativement la probabilité de souscrire l'option dépendance partielle. Le tableau Partielle (1) indique en revanche que l'appartenance aux catégories employés, ouvriers, retraités et autres personnes n'ayant jamais travaillé joue positivement sur le fait de souscrire l'option dépendance partielle. Fait marquant, l'effet du patrimoine est plus fort sur l'option partielle que sur la probabilité de s'assurer. L'effet est très significatif et positif à partir de 10 961 euros et jusqu'à 2 millions d'euros comme l'indique le tableau Partielle (2). Autre fait marquant, le fait de payer une surprime joue positivement sur la probabilité de s'assurer comme l'indique le tableau Partielle (3). Le fait de payer une surprime signifie que l'assureur a identifié un risque plus élevé que la moyenne chez l'assuré. Ce phénomène relève donc d'un comportement rationnel. Si l'individu sait que sa probabilité de devenir dépendant est forte, il va s'assurer davantage. Le fait de souscrire une garantie importante joue également positivement sur l'option dépendance partielle comme l'indique le tableau Partielle (3). La décision de choisir une couverture contre la dépendance

---

<sup>49</sup>Ceci revient à définir une variable qui prend la valeur 1 lorsque l'individu a souscrit l'assurance partielle et 0 sinon. Il est possible d'estimer le modèle Partielle sur la population assurée de région et sur la population France entière. Lorsqu'on estime le modèle sur la population France entière, on gagne en observation mais on perd en variables explicatives puisqu'on perd les variables de revenu et de patrimoine.

partielle et de choisir un montant de garantie supérieur semble donc relever d'une décision conjointe.

Le tableau Partielle (3) indique également que les individus qui se sont vus refuser le contrat par l'assureur souhaitaient également souscrire une couverture partielle. Ces résultats nous confirment dans l'idée qu'il existe des effets de sélection forts sur le marché de l'assurance dépendance. Les individus semblent bénéficier d'information privée sur le niveau de risque. Les hauts risques semblent s'assurer davantage. Nous verrons dans le chapitre 7 si cette sur sinistralité est totalement contrôlée par l'assureur ou si nous observons des phénomènes d'antisélection.

### **Les déterminants d'une garantie élevée au sein de la population assurée**

Il est également possible d'estimer au sein de la population assurée l'effet de nos variables sur le fait de souscrire une garantie élevée en cas de dépendance lourde. Le montant de garantie choisi au sein de la population assurée n'est pas uniformément réparti au sein de la population assurée. Le tableau 9.12 et le graphique 9-3 situés en annexe indiquent que 75% de la population assurée souscrit pour un montant compris entre 600 et 637 euros. Sur la période étudiée, la garantie minimum était de 600 euros par mois de rente en cas de dépendance<sup>50</sup>. Nous avons donc décidé de construire une variable "garantie élevée" qui prend 1 si la garantie est supérieure à 637 euros et 0 si elle est inférieure.

$$P(+637) = \beta_0 + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + u$$

Les résultats de ces estimations sont reportés dans les tableaux Garantie élevée (1), (2) et (3) en annexe du chapitre 6. Les résultats obtenus sont très proches de ceux obtenus sur les déterminants de la garantie partielle. Le tableau Garantie élevée (1) semble exercer un effet en cloche sur le fait de souscrire une garantie élevée. Les cadres, s'ils s'assurent moins que les autres

---

<sup>50</sup>Ceci s'explique dans la mesure où le bancassureur souhaitait imposer une garantie minimum afin de ne pas décevoir les assurés en cas de dépendance. Si les assurés considèrent que leur prestation est trop faible par rapport au coût de leur dépendance, l'assureur, qui est aussi un banquier, risque de voir son image écornée. Depuis 2007, la garantie minimum a été abaissée à 400 euros sous la pression du réseau de distribution qui rencontrait des difficultés certaines à vendre un produit pour une garantie aussi élevée, surtout pour une population qui, comme nous avons pu le constater, présente des revenus modestes.



catégories de la population, semblent souscrire des garanties plus élevées lorsqu'ils s'assurent. Effet surprenant, l'aversion au risque exerce un effet négatif sur le fait de souscrire une garantie élevée comme l'indique le tableau Garantie élevée (3).

#### 6.4.6 Les déterminants du niveau d'assurance corrigé de l'effet de sélection

Les estimations précédentes du niveau d'assurance présentent l'avantage de la simplicité mais présentent deux défauts majeurs :

1. Elles appréhendent le niveau d'assurance comme une variable dichotomique et non comme une variable continue.
2. Elles ne corrigent pas les déterminants du niveau de garantie par l'effet de sélection que représente le fait d'être assuré.

Afin de pallier ce défaut, il est possible d'appréhender le montant de garantie comme une variable continue. Cependant, cette variable ne peut pas s'analyser à l'aide d'une méthode d'estimation standard dans la mesure où elle est tronquée. Les individus qui ne sont pas assurés présentent par définition un montant de cotisation nul. Afin de corriger ce biais de sélection, il est possible de recourir à un modèle Tobit. Nous utilisons ici la méthode proposée par Heckman (1976) qui se décompose en deux étapes :

- Construire le ratio de Mills à l'aide d'un modèle probit dichotomique estimé par la méthode de vraisemblance.
- Régresser le montant de cotisation sur les variables à disposition uniquement sur les individus qui ont souscrit un contrat dépendance. A noter que le ratio de Mills intervient comme une variable explicative dans cette seconde étape.

Cependant, cette méthode n'est pas directement applicable à notre situation dans la mesure où le montant de garantie n'est pas une variable continue, comme l'indique le graphique 9-3. Elle n'est continue qu'au delà de 637 euros. Une méthode alternative consiste donc à utiliser le montant de cotisation comme proxy du montant de garantie.

## **Les déterminants du niveau de cotisation (Tobit)**

Le niveau de cotisation est une variable continue comme l'indique le graphique 9-2. Les résultats de ces estimations sont représentés en annexe dans les tableaux "Tobit sur niveau de cotisation (1)", (2) et (3). Ces estimations ne peuvent être menées que sur la population de caisse car ce n'est que sur cette base que nous pouvons contrôler le biais de sélection. Ces résultats ont cependant une portée limitée dans la mesure où le montant de cotisation versé par l'assuré n'est qu'une proxy très imparfaite du niveau de garantie souscrit. Il dépend certes du niveau de garantie mais également de l'âge, du taux de surprime et de l'option dépendance partielle. Il est donc logique de retrouver un effet fort de l'âge et du taux de surprime sur le niveau de cotisation<sup>51</sup>. Par ailleurs, il est intéressant de remarquer que les csp 4, 5 et 6 présentent, toutes choses égales par ailleurs, un niveau de cotisation inférieur par rapport à la catégorie de référence des cadres. On observe également un effet positif du revenu ce qui semble relativement rationnel. En revanche, on obtient un effet très significatif du patrimoine à partir du 8ème décile. L'effet du revenu semble logique dans la mesure où plus l'individu dispose d'un revenu élevé, plus sa contrainte budgétaire diminue et il peut souscrire un niveau d'assurance plus conséquent. En revanche, le patrimoine ne joue pas de la même manière sur la contrainte budgétaire. Il est difficile d'imaginer que les individus désépargnent pour payer leur contrat d'assurance. Cet effet positif confirme notre présomption selon laquelle l'assurance dépendance joue autant le rôle d'une assurance de transfert (entre les générations) que celui d'une assurance sanitaire.

## **Les déterminants du montant de garantie élevé (Tobit)**

Le graphique 9-3 indique que le niveau de garantie est continu au delà de 637 euros. Il est donc possible, en s'intéressant uniquement à la population assurée, d'étudier la probabilité de souscrire pour un montant supérieur à 637 euros et ensuite d'étudier les déterminants du niveau de garantie au delà de 637 euros. Cette méthode ne correspond pas exactement à notre objectif

---

<sup>51</sup>Comme on peut l'observer sur le tableau Tobit sur niveau de cotisation (1) et Tobit sur niveau de cotisation (3).

initial dans la mesure où elle ne permet pas de rendre compte des déterminants du niveau de garantie corrigé de l'effet de sélection. Elle permet simplement d'analyser les déterminants du niveau de garantie corrigé du fait d'avoir souscrit une garantie élevée.

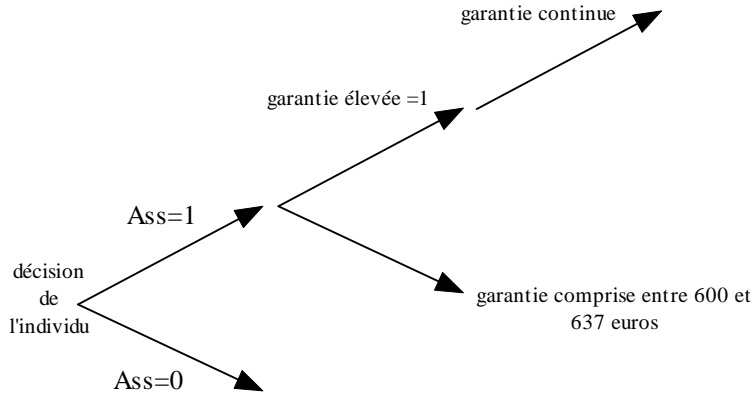
Les résultats de ces estimations sont reportés dans les tableaux "Tobit sur garantie élevée (1)", (2) et (3) présentés en annexe du chapitre 6. Le tableau "Tobit sur niveau de garantie élevée (1)" indique que l'âge exerce un effet en cloche et que les cadres souscrivent pour un montant de garantie supérieur ce qui se comprend aisément en raison du desserement de la contrainte budgétaire. Le revenu et le patrimoine n'exercent pas d'effet significatif ce qui peut s'expliquer par la faible taille de l'échantillon au sein de la base région. En revanche, le fait d'être refusé par l'assureur joue négativement sur le fait de vouloir souscrire une garantie élevée.

L'aversion ainsi que le fait de souscrire une garantie obsèque exerce également un effet positif sur le niveau de garantie. Les résultats précédents ont montré que les plus averses s'assuraient davantage. Il semble qu'ils aient également tendance à souscrire pour un niveau supérieur. Enfin, le fait d'être marié joue positivement sur le niveau de garantie comme l'indique le tableau "Tobit sur garantie élevée (3)". Ce résultat va dans le sens de comportements altruistes à l'égard du conjoint.

### **Méthode d'estimation alternative : le double Tobit**

Le fait que le niveau de garantie soit discontinu nous confronte à un double effet de sélection qui peut être résumé par le schéma 6.4.6.

## Le double effet de sélection



Le double effet de sélection

Afin de contourner la difficulté d'un montant de garantie discontinue, il serait intéressant lors d'une recherche ultérieure de recourir à un modèle plus complexe que l'on peut qualifier de double probit.

$$(\text{Garantie}^{52} / + 637 / \text{Ass}) = C_1 + \mathbf{X}\beta_1 + u_1 \quad (\text{double Tobit})$$

$$P(+637 / \text{Ass}) = C_2 + \mathbf{X}\beta_2 + u_2$$

$$P(\text{Ass}) = C_3 + \mathbf{X}\beta_3 + u_3$$

avec

$$\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho_{12}\sigma_1\sigma_2 & \rho_{13}\sigma_1\sigma_3 \\ \rho_{21}\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 & \rho_{23}\sigma_2\sigma_3 \\ \rho_{31}\sigma_1\sigma_3 & \rho_{32}\sigma_2\sigma_3 & \sigma_3^2 \end{pmatrix} \right)$$

## 6.5 Conclusion

Le premier résultat de cette étude montre que les probabilités de souscrire ne varient pas très fortement entre les différentes catégories de la population. Si elle continue à se développer et si les tendances observées se confirment, l'assurance dépendance a vocation à devenir un produit de masse et non un produit réservé aux plus fortunés ou à une catégorie très particulière de la population <sup>53</sup>. Les résultats montrent que l'âge et le revenu exercent un effet en cloche sur la probabilité de s'assurer. Même si toutes les catégories souscrivent le produit dépendance, les classes moyennes sont plus appétentes au produit que les autres. Plus précisément, ce sont les catégories employés, ouvriers ou employés et ouvriers à la retraite qui souscrivent le plus. Au sein de cette catégorie ce sont ceux qui présentent les revenus et les patrimoines au dessus de la moyenne qui souscrivent le plus. C'est dans cette mesure que l'on peut parler d'un effet classe moyenne.

Le lien positif observé entre niveau de patrimoine et couverture contre la dépendance montre que l'assurance dépendance est aussi une assurance contre le risque de désépargne en fin de vie et donc une assurance contre la fait de ne rien léguer à ses enfants.

Les femmes s'assurent davantage que les hommes mais moins que ce qu'elles devraient si elles étaient parfaitement rationnelles. D'après nos données, le taux de chargement des femmes est en effet bien inférieur à celui des hommes. Ce résultat peut aussi s'interpréter par le fait que l'élasticité-prix de la demande est faible sur le portefeuille étudié. Ce résultat pourrait se traduire par une faible efficacité des incitations fiscales sur l'assurance dépendance.

L'aversion au risque, approchée par notre proxy, exerce également un effet très fort sur la décision de souscrire.

Une femme appartenant à la catégorie employé, ouvrier ou employé et ouvrier à la retraite, riscophobe et possédant un petit patrimoine présente une probabilité de s'assurer beaucoup plus forte que la moyenne. Cette tendance des classes moyennes à s'assurer davantage entre en résonance avec les résultats obtenus au chapitre 2. Le chapitre 2 montrait en effet que les classes moyennes étaient les plus défavorisées par l'aide publique.

---

<sup>53</sup>On entend ici par catégorie particulière de la population une sous population très précise. Par exemple : les plus âgés, ou seulement les femmes, ou seulement les célibataires. Certains contrats d'assurance sont souscrits par une sous population très particulière (exemple les contrats arrêt de travail).

Notre probabilité de sinistre reconstituée indique que les individus présentant des niveaux de risque supérieurs à la moyenne ont tendance à davantage s'assurer que le reste de la population. Le marché de l'assurance dépendance semble donc sujet à des effets de sélection importants. Nous verrons dans le chapitre 7 si ces effets de sélection sont complètement contrôlés par l'assureur ou s'ils se traduisent par des phénomènes d'antisélection susceptibles de rationner le marché.

Certaines idées abordées dans ce chapitre feront l'objet de recherche ultérieures. Il est tout d'abord possible d'appliquer la méthode d'estimation de l'aléa moral intergénérationnel abordée dans la section 2.4.5 sur les données SHARE afin de conclure proprement sur l'existence probable de cet effet. Ensuite il serait intéressant de procéder à une enquête parmi les clients assurés et non assurés du bancassureur sur les préférences de ces individus afin de croiser des données objectives et des données déclaratives relatives aux préférences comme ont pu le faire Finkelstein et McGarry sur le marché américain (Finkelstein & Garry 2006).

Enfin, si nous nous replaçons dans notre problématique initiale, il s'avère que la faible taille du marché ne semble pas s'expliquer par l'absence de demande ou par une demande réservée à des strates très particulières de la population. Ou du moins les données dont nous disposons ne nous permettent pas d'observer ce type de phénomènes. Il convient maintenant de s'intéresser aux phénomènes d'asymétrie d'information afin d'étudier dans quelle mesure ils peuvent affecter le fonctionnement optimal du marché.

## Quatrième partie

# L'assurance dépendance dans un contexte d'asymétrie d'information

## Chapitre 7

# Les asymétries d'information affectent-elles l'efficacité du marché de l'assurance dépendance ?

"Pour vivre le plus longtemps possible, il faudrait que je me prive de toutes ces choses qui me donnent envie de vivre le plus longtemps possible."

Woody Allen

### 7.1 Introduction

Depuis Akerlof, la théorie économique s'est employée à montrer comment les asymétries d'information pouvaient mener le marché à un équilibre sous-optimal, voire même dans son cas extrême à la destruction du marché (Akerlof 1970). La présence d'asymétrie d'information est un phénomène courant sur les différents marchés de l'assurance. Ce phénomène d'asymétrie d'information peut en théorie entraîner deux types de comportement : l'antisélection<sup>1</sup> et l'aléa

---

<sup>1</sup>Le terme d'antisélection est une traduction du terme anglais *adverse selection* qui se traduit littéralement comme sélection néfaste ou mauvaise sélection. Les différents termes seront employés de manière synonyme tout au long de ce chapitre.



moral<sup>2</sup>.

Si les personnes qui souscrivent un contrat présentent des probabilités de sinistre supérieures à celles de l'ensemble de la population, l'assureur, s'il ne veut pas faire faillite, va devoir augmenter son prix. Il va donc tarifier le contrat pour une probabilité supérieure à la probabilité moyenne. Face à un prix de l'assurance plus élevé (par rapport au prix actuariel), une partie de la demande qui présente des probabilités de sinistre similaires à l'ensemble de la population va décider de ne plus s'assurer. Le phénomène d'asymétrie d'information exerce donc une influence sur l'offre mais également sur la demande d'assurance, c'est pourquoi nous lui consacrons une partie distincte.

L'étude de l'antisélection s'inscrit parfaitement dans le cadre de notre problématique initiale. Si la présence d'antisélection est avérée sur le marché de l'assurance dépendance, cela constituerait une défaillance de marché qui pourrait expliquer la faible taille du marché. Il existe classiquement deux moyens de lutter contre l'antisélection :

1. La segmentation des assurés en classes homogènes de risque. Cependant cette alternative nécessite un accès par l'assureur à certaines informations privées, qui sont parfois exclues du cadre légal.
2. Une assurance obligatoire, qui peut être une assurance sociale ou une assurance privée.

Cependant, le premier moyen n'est pas toujours possible et le second peut entraîner d'autres types de problèmes<sup>3</sup>. La présence d'antisélection, si elle est avérée, expliquerait donc la faible taille du marché par une déficience ontologique du marché à couvrir ce type de risque.

Plusieurs travaux menés sur différents marchés d'assurance n'ont pas vérifié empiriquement la prédiction théorique centrale des nombreux modèles d'asymétrie d'information selon laquelle les individus qui s'assurent devraient avoir une probabilité de sinistre supérieure (Cawley & Philipson 1999) (Chiappori & Salanié 2000) (Cardon & Hendel 2001). D'autres travaux théoriques ont ensuite essayé de rendre compte de cet écart entre la prédiction théorique et leur absence de vérification empirique. Nous nous intéresserons ici à deux courants théoriques :

---

<sup>2</sup> que l'on peut traduire plus simplement par un comportement opportuniste. Les deux termes seront employés de manière synonyme tout au long de ce chapitre.

<sup>3</sup> Le cas allemand en est un bon exemple. Le gouvernement allemand a décidé d'intégrer la dépendance dans l'assurance sociale comme un "cinquième risque". Depuis, cette branche de l'assurance sociales rencontre de graves problèmes de déficits. De plus certains individus peuvent souhaiter ne pas s'assurer soit en raison de leurs préférences soit parce qu'ils souhaitent que leurs enfants s'occupent d'eux.

- L’antisélection dynamique ;
- L’antisélection multidimensionnelle.

En présence d’un risque long, les phénomènes d’asymétrie d’information se complexifient. Un risque long entraîne la possibilité d’une remise en cause *ex post* du contrat par une des parties. Un individu qui ne présentait pas une probabilité de devenir dépendant supérieure à la moyenne au moment de la souscription peut voir sa probabilité évoluer au cours du temps. En information symétrique, l’assureur peut donc être tenté de réévaluer la prime versée par l’individu à hauteur de la détérioration du risque. L’assuré est alors confronté au risque de devenir un mauvais risque, dénommé par la littérature risque de reclassification. Si une assurance contre le risque de reclassification peut toujours être proposée *ex ante*, rien n’interdit les assurés qui deviennent de bons risques au fil du temps de résilier leur contrat. Nous sommes alors en présence de ce qu’on peut appeler un phénomène d’antisélection dynamique.

L’asymétrie d’information peut également revêtir un caractère multidimensionnel. Elle peut porter sur le niveau de risque mais également sur les préférences. Le fait que les individus les plus risqués s’assurent peut être compensé par le fait que les individus les plus riscophobes, qui par ailleurs adoptent davantage de comportements préventifs que les autres individus, s’assurent également davantage. En d’autres termes, ce n’est pas parce qu’il existe une asymétrie d’information qu’on observe nécessairement un phénomène d’antisélection. L’asymétrie sur le type de risque peut en effet être compensée par une asymétrie d’information relative aux préférences des individus.

Le marché de l’assurance dépendance est un champ particulièrement pertinent pour tester ces nouveaux courants théoriques et ceci pour au moins trois raisons :

1. La dépendance est un risque long. L’antisélection dynamique a donc vocation à s’appliquer.
2. L’hétérogénéité des préférences a un impact sur les comportements préventifs susceptibles de limiter le risque. Les comportements préventifs ont un effet particulièrement important sur le risque dépendance ou le risque santé. C’est pourquoi ces deux types de risque sont particulièrement adaptés à l’étude des relations entre hétérogénéité des préférences et niveau de risque.
3. Le marché de l’assurance dépendance et notamment les prix sont très peu régulés, que

ce soit aux Etats-Unis ou en France comparativement à d'autres marchés de l'assurance (NAIC 2002*a*) (NAIC 2002*b*) (Lewis et al. 2003). Sur les marchés réglementés, il est en général plus difficile de déterminer quel aspect de l'équilibre est inhérent au fonctionnement du marché et quel aspect découle des contraintes réglementaires. Le marché de l'assurance dépendance est donc propice à une étude des comportements de marché en présence d'asymétrie d'information.

L'objectif de ce chapitre est donc double. Il tente de vérifier ou non la présence d'antisélection sur le marché de l'assurance dépendance français. Il étudie également dans quelle mesure les nouveaux modèles théoriques d'antisélection se vérifient empiriquement.

Nous privilégierons dans notre étude l'antisélection au détriment de l'aléa moral. L'hypothèse d'aléa moral sur la dépendance lourde (GIR 1 et 2) semble peu réaliste. En revanche, en ce qui concerne la dépendance modérée ou "légère" (GIR 3 à 5), la valeur d'usage des soins long terme est beaucoup plus élevée. Cependant, nos données ne nous fournissent pas d'informations suffisamment précises sur l'état de dépendance pour pouvoir tester l'aléa moral sur la dépendance "légère".

Le chapitre 7 se décompose comme suit. La section 2 effectue une revue de littérature théorique et empirique sur l'antisélection. La section 3 présente les données utilisées ainsi que la méthode retenue. La section 4 présente les principaux résultats. La section 5 conclut.

## **7.2 Asymétrie d'information et assurance : une revue de littérature**

Après une brève présentation des modèles canoniques et de leurs méthodes d'estimation (section 2.1), nous nous intéresserons aux modèles d'antisélection dynamique (section 2.2) ainsi qu'aux modèles d'antisélection multidimensionnelle (section 2.3).

## 7.2.1 Le modèle historique de Rothschild et Stiglitz

### Présentation du modèle

Le modèle canonique développé par Rothschild et Stiglitz, noté RS par la suite, montre comment la méconnaissance par l'assureur du type de risque de l'assuré conduit à un équilibre séparateur de second rang (Rothschild & Stiglitz 1976). Selon ce modèle, si la compagnie d'assurance propose des contrats de pleine assurance, l'individu à haut risque a toujours intérêt à souscrire le contrat prévu pour l'individu à bas risque<sup>4</sup>. Il paie une prime inférieure tout en bénéficiant de la pleine couverture. Lorsque la compagnie d'assurance cherche le couple de contrats qui maximise son profit en respectant les contraintes de participation et de révélation, elle a intérêt à proposer deux types de contrats. Un contrat de pleine assurance tarifé à partir de la probabilité des hauts risques et un contrat qui propose moins que la pleine assurance à destination des bas risques. Ce résultat n'est obtenu que sous certaines hypothèses restrictives :

- Le risque est considéré comme inobservable par l'assureur et exogène, ce qui exclut tout phénomène de type aléa moral *ex ante*.
- Chaque contrat est supposé non déficitaire et aucun contrat hors équilibre n'est profitable.
- Chaque compagnie d'assurance adopte une stratégie de Nash. Elle considère l'action de sa rivale comme donnée.
- Enfin, toute subvention croisée entre les types de risque est proscrite.

### Critiques et extensions du modèle RS

Une première critique de ce modèle porte sur l'hypothèse d'exogénéité de la probabilité de sinistre qui exclut *de facto* tout phénomène d'aléa moral (Chiappori 2000).

Une seconde porte essentiellement sur la proportion  $\lambda$  de mauvais risques au sein de la population et sur la capacité des risques à se subventionner mutuellement (Wilson 1977). Pour une proportion  $\lambda$  de hauts risques suffisamment faible, les bas risques préféreront subventionner les hauts risques en échange d'un niveau de couverture plus élevé. Les bas risques seraient

---

<sup>4</sup>Pour une présentation didactique de ce modèle voir (Couffignal 1999), (Bien 2001) et (Legal 2008).

donc prêts à souscrire des contrats tarifés sur le risque moyen en échange d'un niveau de couverture plus important. Pour un  $\lambda$  suffisamment faible, tel que  $\lambda < \lambda_0$ , l'équilibre de RS n'existe pas. Il existe alors au moins un contrat mélangeant appelé contrat *pooling* qui attire tous les individus. Il n'existe donc aucune configuration stable de contrats formant un équilibre dans cette situation. Graphiquement, ce contrat *pooling* correspond à l'ensemble des cas où la courbe d'indifférence des bas risques coupe la droite actuarielle moyenne. Wilson précise donc que l'équilibre peut être soit mélangeant, soit séparateur. Tout dépend en réalité du niveau  $\lambda$  de hauts risques. Si ce niveau est supérieur à celui de l'équilibre RS ( $\lambda > \lambda_{RS}$ ), on obtient un équilibre RS. S'il est inférieur ( $\lambda < \lambda_{RS}$ ), on obtient un équilibre mélangeant (*pooling*). Dans ce cas, le prix de ce contrat mélangeant est le coût actuariel moyen et l'assurance n'est pas complète.

Une extension du modèle RS a été formulée par Miyasaki puis appliquée au marché de l'assurance par Spence (Miyasaki 1977) (Spence 1978). Ces auteurs lèvent l'hypothèse du modèle RS selon laquelle chaque contrat d'assurance proposé doit être non déficitaire. Ils permettent aux assureurs de faire des pertes sur certains contrats qui peuvent être compensées par les profits effectués sur d'autres contrats. Ils intègrent la possibilité pour certains contrats de jouer le rôle de produit d'appel. On aboutit donc à une mutualisation des gains et des pertes au sein d'une même compagnie d'assurance. L'hypothèse de non déficit est donc repoussée à l'ensemble du portefeuille de l'assureur et plus seulement à un contrat en particulier. L'équilibre du marché sera donc séparateur avec un transfert de richesse des bas risques vers les hauts risques. Les assureurs connaîtront des pertes sur les contrats vendus aux hauts risques mais réaliseront des profits sur les contrats vendus aux bas risques. La subvention des bas risques vers les hauts risques se fait donc entre les contrats et plus entre les individus au sein d'un même contrat. Cette hypothèse de compensation des gains et des pertes présente l'intérêt du réalisme.

Malgré ces améliorations, une caractéristique commune à ces trois modèles demeure : les hauts risques achètent davantage d'assurance que les bas risques et l'assureur ne dispose pas toujours de l'information nécessaire pour identifier ces hauts risques.

## Les tests d'asymétrie d'information standard

Une prédiction théorique robuste de ces modèles est qu'à l'équilibre, il y aura une corrélation positive entre le montant d'assurance et la survenance du risque. Plus les individus présentent un risque élevé, plus ils sont incités à s'assurer (Chiappori & Salanié 2000) (Dionne, Gourieroux & Vanasse 2001) (Chiappori, Salanié, Julien & Salanié n.d.). Toute une littérature s'est employée à tester une corrélation positive entre le niveau d'assurance et le niveau de survenance *ex post* du risque assuré. Cette corrélation positive peut relever soit d'un comportement d'anti-sélection soit d'un comportement d'aléa moral. Ces deux types de phénomènes traduisent une inefficience de marché par rapport à l'équilibre de premier rang. En cas d'antisélection, la personne assurée est supposée disposer *ex ante* d'une information cachée relative au type de risque qui n'est pas accessible à la compagnie d'assurance. Les individus à haut risque choisissent une couverture plus importante que les individus à bas risque (Rothschild & Stiglitz 1976). Dans le cas de l'aléa moral, la causalité est inversée. L'asymétrie d'information se produit *ex post*. La présence d'assurance réduit le coût du cas défavorable. La présence d'assurance augmente donc la probabilité ou le montant du sinistre (Arnott & Stiglitz 1988). Toute une partie de la littérature s'est donc employée à comparer le niveau de risque des individus présents au sein du portefeuille de l'assureur et le niveau de risque moyen de l'ensemble de la population. Lors de notre étude empirique, nous utiliserons principalement deux méthodes :

- Méthode Finkelstein et Poterba (Finkelstein & Poterba 2004)
- Méthode Chiappori et Salanié (Chiappori & Salanié 2000)

**La méthode Finkelstein et Poterba** L'approche basée sur les travaux de Finkelstein et Poterba consiste à estimer la probabilité de devenir dépendant<sup>5</sup> comme une fonction du niveau

---

<sup>5</sup>Dans leur article, Finkelstein et McGarry estiment en réalité la probabilité de rentrer dans un établissement de soins. Ils considèrent que la dépendance ne peut être prise en charge que dans un établissement et non à domicile, ce qui s'explique dans le contexte institutionnel américain (chapitre 2). Nous considérons dans ce chapitre que la probabilité de devenir dépendant est équivalente à la probabilité de rentrer en établissement et à la probabilité de recevoir une rente dépendance même s'il ne s'agit pas exactement des mêmes phénomènes. S'intéresser à la probabilité de rentrer en établissement de soins peut occasionner un biais sur la dépendance lourde. S'intéresser aux individus qui reçoivent une rente dépendance est également affecté par le traitement par l'assureur de l'état de dépendance.

de couverture (Finkelstein & Poterba 2004). On contrôle alors avec le risque de classification. Les variables qui permettent de classer le risque sont contenues dans le vecteur  $\mathbf{X}$ . Ce sont les variables observées par la compagnie d'assurance. Contrôler par la classification du risque signifie qu'on isole l'effet des variables démographiques objectives de l'effet propre au fait d'être assuré sur la probabilité de recourir à des soins dépendance. On estime alors l'équation suivante :

$$\text{Pr } ob(Dep = 1) = \Phi(X\beta_1 + \beta_2 Ass) \quad (\text{Poterba})$$

La théorie prédit qu'en présence d'antisélection  $\beta_2 > 0$ . A noter que  $\beta_2$  n'a pas d'interprétation causale. Dans un modèle d'aléa moral, le coefficient représentera l'effet causal de l'assurance sur le recours aux soins. Dans un modèle d'antisélection, la causalité est inversée. C'est le recours aux soins qui va déterminer le recours à l'assurance.

**La méthode Chiappori et Salanié** Cette méthode estime à l'aide d'un probit bivarié la probabilité de s'assurer et la survenance du risque conditionnellement aux variables relatives au type de risque ( $\mathbf{X}$ ). On teste donc simultanément les deux modèles suivants :

$$\begin{cases} \text{Pr } ob(Dep = 1) = \beta_{10} + \beta_{11}X_1 + \dots + \epsilon_\beta \\ \text{Pr } ob(Ass = 1) = \delta_{20} + \delta_{21}X_1 + \dots + \epsilon_\delta \end{cases}$$

avec

$$\begin{pmatrix} \epsilon_\beta \\ \epsilon_\delta \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{\epsilon_\beta}^2 & \rho\sigma_{\epsilon_\beta}\sigma_{\epsilon_\delta} \\ \rho\sigma_{\epsilon_\beta}\sigma_{\epsilon_\delta} & \sigma_{\epsilon_\delta}^2 \end{pmatrix} \right) \quad (\text{Chiappori})$$

On teste ensuite la significativité du coefficient de corrélation  $\rho$  entre les résidus  $\epsilon_\beta$  et  $\epsilon_\delta$ . Les modèles standards prédisent une corrélation positive en cas d'asymétrie d'information et en présence de comportements stratégiques. Dans chaque équation le résidu représente l'erreur mais il représente aussi l'ensemble des autres variables non retenues dans le modèle ce qu'on appelle encore "l'hétérogénéité non observée". L'information cachée connue de l'individu, et de lui seul, est donc présente dans le résidu de chaque équation. C'est cette information cachée qui explique à la fois le fait de s'assurer mais aussi le fait de devenir dépendant. Si on observe

une corrélation significative entre les résidus, cela signifie qu'il existe une information présente dans les résidus qui explique à la fois la probabilité de s'assurer mais également la probabilité de devenir dépendant. L'asymétrie d'information peut ensuite s'interpréter soit comme un comportement d'aléa moral soit comme un phénomène d'antisélection. La temporalité de la relation influe le sens de la causalité.

Si la causalité est *ex ante* par rapport à la souscription<sup>6</sup>, il s'agit d'un comportement d'antisélection. Parce que l'individu présente un risque plus élevé, il va davantage s'assurer. S'il s'agit d'une causalité *ex post*, il s'agit d'un comportement d'aléa moral. Plus l'individu est assuré, moins il va entreprendre des efforts pour contenir sa probabilité de devenir dépendant<sup>7</sup> ou pour limiter sa consommation de soins dépendance si le sinistre est déjà survenu<sup>8</sup>.

Il est ensuite possible d'adapter le test standard afin de séparer l'effet propre de l'aléa moral du phénomène d'antisélection. Il est nécessaire pour cela d'inclure dans la première équation du probit bivarié une variable d'assurance comme l'indique le modèle suivant.

$$\begin{cases} \Pr ob(Dep = 1) = \beta_{10} + \beta_{11}X_1 + \beta_{12}Ass... + \epsilon_\beta \\ \Pr ob(Ass = 1) = \delta_{20} + \delta_{21}X_1 + \dots + \epsilon_\delta \end{cases}$$

avec

$$\begin{pmatrix} \epsilon_\beta \\ \epsilon_\delta \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{\epsilon_\beta}^2 & \rho\sigma_{\epsilon_\beta}\sigma_{\epsilon_\delta} \\ \rho\sigma_{\epsilon_\beta}\sigma_{\epsilon_\delta} & \sigma_{\epsilon_\delta}^2 \end{pmatrix} \right) \quad (7.1)$$

A l'aide de ce modèle, la corrélation entre les résidus ne capture alors que l'antisélection.

**Résultats empiriques des tests standard** Le test standard sur l'information asymétrique résiduelle, basé sur une corrélation positive entre le niveau de couverture et la survenance du risque conditionnellement à la classification du risque prédit par la compagnie d'assurance a été appliqué à de nombreux marchés de l'assurance avec des résultats différents. Une revue extensive de la littérature a étudié cette corrélation (Cutler & Zeckhauser 2000). Une corrélation positive a été observée sur le marché des rentes (Finkelstein & Poterba 2002) (Finkelstein &

---

<sup>6</sup> A distinguer du risque moral *ex ante* qui lui se définit par rapport à la survenance du sinistre.

<sup>7</sup> risque moral *ex ante*.

<sup>8</sup> risque moral *ex post*.



Poterba 2004) (McCarthy & Mitchell 2003). D'autres travaux n'ont pas observé de corrélation positive sur le marché de l'assurance vie (Cawley & Philipson 1999) (McCarthy & Mitchell 2003) ou sur le marché de l'assurance automobile (Chiappori & Salanié 2000) (Dionne et al. 2001) (Chiappori et al. n.d.). En ce qui concerne la dépendance il a été montré dans un cadre statique que les personnes qui souscrivent un contrat d'assurance dépendance ont une probabilité d'être dépendantes significativement plus élevée que celles qui n'en souscrivent pas (Sloan & Norton 1997) (Finkelstein & Garry 2003) (Oster, Shoulson, Quaid & Dorsey 2009).

Plus généralement, l'étude des phénomènes d'asymétrie d'information aboutit à une énigme. En dépit d'une prédiction d'antisélection forte des modèles théoriques, les vérifications empiriques peinent à mettre en exergue ce phénomène. Cet écart entre la théorie et la réalité économique peut s'expliquer de différentes façons :

- soit les modèles théoriques ne sont pas adaptés ;
- soit les méthodes d'estimation ne le sont pas ;
- soit les deux explications sont concomitantes.

Concernant les méthodes d'estimation de l'antisélection face au risque dépendance, elles restent incomplètes et ceci pour au moins deux raisons :

1. Elles ne prennent pas en compte le caractère dynamique de la relation entre assureur et assuré.
2. Elles ne prennent pas en compte le caractère multidimensionnel de l'information cachée. Les préférences peuvent influencer les attitudes face au risque et par suite les comportements préventifs. Or les comportements préventifs influent fortement les niveaux de risque dans le cas de la dépendance.

Dans les sections suivantes nous nous emploierons à explorer ces deux axes de recherche.

### **7.2.2 L'antisélection dynamique**

La dépendance est un risque long. La probabilité de sinistre moyen ainsi que le montant moyen du sinistre peut fortement évoluer dans le temps. L'étude de l'antisélection sur le marché de la dépendance nous oblige donc à raisonner dans un cadre dynamique. Cette évolution

temporelle de la probabilité peut s'effectuer dans les deux sens et par conséquent entraîner deux types de phénomènes :

- Le risque de reclassification. C'est le risque pour l'assuré de devenir un mauvais risque et de voir sa prime augmenter ou pire, son contrat résilié.
- L'antisélection dynamique. C'est le risque pour l'assureur que les bons risques résilient progressivement leur contrat et que seuls les mauvais risques restent en portefeuille.

Il est possible en théorie de prévoir des contrats d'assurance contre le risque de reclassification, autrement dit des contrats complets (Cochrane 1995) (Pauly, Kunreuther & Hirth 1995). Un contrat optimal devrait donc proposer une couverture contre le "risque d'événement" et contre le "risque de reclassification". En pratique ces contrats sont quasiment inexistant ce qui montre d'un point de vue empirique que le marché de l'assurance dépendance ne fournit pas une couverture complète contre le risque de reclassification. Selon Cochrane, ceci s'explique par le fait que les marchés de l'assurance sont en général fortement réglementés (Cochrane 1995). Cet argument semble cependant limité en ce qui concerne le marché de l'assurance dépendance.

Si un individu présente un risque plus faible que l'espérance du sinistre, il va être incité à résilier son contrat dépendance pour souscrire un nouveau contrat qui présente des primes inférieures. Bien qu'*ex ante* il aurait bénéficié d'une assurance contre le risque de reclassification, *ex post* ceux qui ont gagné à la loterie de la reclassification seront incités à utiliser cette nouvelle information pour résilier leur contrat. A l'équilibre, les contrats d'assurance devraient imposer un paiement initial plus important afin d'inciter les individus à ne pas résilier leur contrat s'ils apprennent au fil du temps qu'ils sont devenus de bons risques. Un contrat complet nécessite donc des primes décroissantes. Les individus peuvent toujours résilier leur contrat mais ils ont déjà tellement versé de primes que la résiliation n'est plus nécessairement intéressante. Le montant de cette prime initiale dépend nécessairement de la contrainte de liquidité de l'individu.

### **Méthode d'estimation de l'antisélection dynamique**

Hendel et Lizzeri ont montré d'un point de vue théorique que le marché de l'assurance contre le risque de reclassification a peu de chances de fonctionner de manière efficiente (Hendel & Lizzeri 2003). Ce modèle a été ensuite utilisé pour tester la présence éventuelle d'antisélection

dynamique sur le marché de l'assurance dépendance (Finkelstein, Garry & Sufi 2005b). Les paragraphes suivants présentent brièvement cette méthode.

**Méthode d'estimation de l'antisélection** Finkelstein et al. étudient si les individus qui résilient leurs contrats se révèlent *ex post* des bas risques par rapport à ceux qui conservent leurs contrats. Si on observe *ex post* une probabilité plus basse de devenir dépendant chez les individus qui résilient leurs contrats, cela signifie que le modèle de Hendel et Lizzeri est bien vérifié (Hendel & Lizzeri 2003). L'échantillon sur lequel Finkelstein et al. testent cette théorie provient de l'enquête Health and Retirement Study appelé HRS par la suite. Les critères de construction de l'échantillon sont explicités dans (Finkelstein et al. 2005b). L'intérêt de l'enquête HRS réside dans le fait qu'on pose aux individus la question suivante :

*"Avez-vous déjà souscrit un contrat d'assurance dépendance que vous avez ensuite résilié ?"*

Les auteurs obtiennent alors un échantillon de 3 649 individus au sein de la base HRS qui ont déjà souscrit un contrat d'assurance dépendance. Parmi ceux-là, 987 ont résilié leur contrat. Ils étudient ensuite le recours à des maisons de soins<sup>9</sup> pour ces 987 individus afin de savoir s'ils sont moins dépendants que la moyenne des gens qui conservent leur contrat<sup>10</sup>. Finkelstein et al. estiment donc le modèle<sup>11</sup> suivant :

$$P(dep = 1) = \mathbf{X}\beta_1 + \beta_2 * Resi + \epsilon \quad (\text{Dynamique})$$

Leurs résultats indiquent que les individus qui résilient leur contrat sont plutôt plus pauvres et moins éduqués que la moyenne des individus présents dans l'échantillon. En revanche ils ont en moyenne le même âge (66 ans) et la proportion hommes/femmes est conservée (45%

---

<sup>9</sup>Dans la plupart des études américaines, les auteurs supposent que la prise en charge de la dépendance ne peut s'accomplir qu'en établissement. Cette hypothèse correspond au design institutionnel américain. Pour les auteurs, entrer en maison de soins signifie donc devenir dépendant.

<sup>10</sup>C'est à dire les 3 649-987=2 662 restants.

<sup>11</sup>La variable *dep* est une variable dichotomique. Elle prend la valeur 1 si l'individu effectue un séjour en établissement de soins et la valeur 0 s'il ne devient pas dépendant. On ne s'intéresse pas ici à la durée de la dépendance ou à la sévérité de celle-ci. Sur l'échantillon 7% des individus effectuent un séjour en établissement de soins.

*Resi* est également une variable dichotomique. Elle prend la valeur 1 si l'individu résilie son contrat et la valeur 0 sinon.

d'hommes). Finkelstein et McGarry contrôlent ensuite à l'aide des variables explicatives du risque de reclassification observées lors de la souscription. Les variables explicatives du fait de devenir dépendant sont incluses dans la matrice des variables explicatives  $\mathbf{X}$  : âge, sexe, état de santé<sup>12</sup>, etc... . Ces estimations indiquent que la relation entre la résiliation et l'état de dépendance ultérieur est négative et significative. Ceux qui résilient leur contrat d'assurance dépendance ont une probabilité moindre de devenir dépendants que ceux qui le conservent. Dans l'échantillon des résiliants, la probabilité de devenir dépendant est inférieure de 35% par rapport à la probabilité de devenir dépendant chez les non résiliants. Ces résultats sont donc cohérents avec le modèle de Hendel et Lizzeri. Le taux de résiliation s'expliquerait donc par la survenance d'une information nouvelle sur son état de santé.

**Méthode d'estimation de l'aléa moral** Une autre explication de ces résultats fait intervenir la présence d'aléa moral. Les personnes qui restent assurées peuvent être incitées à consommer davantage de soins long terme que les non assurées. Cette éventualité vient de la proxy de dépendance (entrer dans un établissement de soins) choisi par les auteurs. Dans ce cas, les résiliants et les couverts auraient la même probabilité de devenir dépendants mais les personnes couvertes surconsommeraient par rapport aux autres. Afin de tester cette éventualité, les auteurs distinguent au sein de la population résiliante ceux qui ne souscrivent pas un nouveau contrat d'assurance (les 3/4) et ceux qui après avoir résilié leur contrat initial souscrivent un nouveau contrat (le quart restant). Ils comparent donc le recours aux établissements<sup>13</sup> au sein de la population résiliante qui ne souscrit pas un nouveau contrat et celle qui souscrit un nouveau contrat à l'aide de la relation suivante<sup>14</sup> :

$$P(\text{établissement}) = \mathbf{X}\beta_1 + \beta_2 * [\text{nouveau contrat}] + \varepsilon$$

Si l'aléa moral est avéré, les individus qui souscrivent un nouveau contrat d'assurance devraient davantage recourir aux établissements de soins par rapport à ceux qui restent non

---

<sup>12</sup> voir (Finkelstein & Garry 2003) pour plus de détails.

<sup>13</sup> équivalent au fait de devenir dépendant.

<sup>14</sup> La variable *nouveau contrat* est une variable indicatrice. Elle prend la valeur 1 si l'individu souscrit un nouveau contrat et la variable 0 s'il ne souscrit pas un nouveau contrat.

assurés. Contrairement à l'hypothèse d'aléa moral, les individus qui souscrivent un nouveau contrat recourent moins aux établissements de soins que les autres, même si l'effet n'est pas très important ni significatif. L'hypothèse alternative de l'aléa moral ne semble donc pas confirmée. Les individus qui résilient leur contrat semblent donc bien le faire car ils ont connaissance d'une nouvelle information sur leur niveau de risque.

**Explication alternative** Si l'antisélection dynamique semble se vérifier sur le marché américain, elle n'est pas la seule explication à l'acte de résiliation. Les statistiques descriptives fournies par Finkelstein et *al.* indiquent par exemple un fort niveau de résiliation immédiatement après la souscription. Il semble peu probable que ce phénomène s'explique par la survenance de nouvelles informations sur l'état de santé. Ce comportement s'expliquerait plutôt par le fait que l'individu se rend compte que s'assurer contre la dépendance était une erreur ou qu'il a mal évalué sa contrainte budgétaire. Par ailleurs, des chocs de revenu peuvent rendre difficile le paiement des primes et conduire à la résiliation. Une recherche intéressante serait d'étudier dans quelle mesure les chocs de revenu (notamment le passage à la retraite ou le fait d'être au chômage) expliquent l'acte de résiliation plutôt que l'antisélection dynamique.

### 7.2.3 Le caractère multidimensionnel de l'information cachée ou la compensation par l'hétérogénéité des goûts

L'écart entre une prédiction théorique forte et l'absence de vérifications empiriques<sup>15</sup> peut s'expliquer par le caractère unidimensionnel des asymétries d'information retenu dans les modèles canoniques. Dans la plupart des modèles historiques (RS, etc...), l'information cachée porte uniquement sur le niveau de risque de l'individu. La recherche théorique récente a étendu le cadre d'analyse pour prendre en compte le caractère multidimensionnel de l'asymétrie d'information et notamment l'hétérogénéité des préférences.

Cette référence théorique ne représente pas qu'un intérêt intellectuel. L'absence d'antisélection observée sur notre portefeuille pourrait s'expliquer uniquement par la faible antériorité de

---

<sup>15</sup>Voir les travaux de (Cawley & Philipson 1999) (Chiappori & Salanié 2000) (Cardon & Hendel 2001)

notre portefeuille. Le recours à l'antisélection multidimensionnelle permet donc d'expliquer le caractère structurel de l'absence d'antisélection.

### **L'antisélection multidimensionnelle : le cadre théorique**

Les variantes du modèle RS étudiées précédemment n'aboutissent pas à une remise en cause profonde de la prédiction théorique de l'antisélection, à savoir que la probabilité des individus qui souscrivent l'assurance est supérieure à la probabilité moyenne de l'ensemble de la population. Une autre critique du modèle de RS porte sur le caractère unidimensionnel de l'information cachée. Les modèles précédents supposent en effet que l'asymétrie d'information ne peut porter que sur le niveau de probabilité. Or, comme le souligne Chiappori :

"In "real life" insurance, moral hazard can hardly be discarded *a priori*, and interact with adverse selection in a non trivial way, a precaution depends on risk and preferences ; losses are continuous variables, often ranging from small amounts to hundreds of thousands of dollars, last but not least, preference heterogeneity is paramount and largely unobserved". (Chiappori 2000)

L'hétérogénéité non observée des préférences a longtemps été délaissée dans les modèles théoriques (Villeneuve 2003). Ceci s'explique en partie par le fait qu'en concurrence pure, les compagnies appliquent une prime pure. Le contrat d'équilibre ne doit donc pas dépendre des préférences du souscripteur. Une information cachée portant sur les préférences n'est donc pas censée altérer l'équilibre financier de la relation entre assureur et assuré dans le modèle classique.

Le sens de l'asymétrie d'information peut également être critiqué. Si un assureur évolue en situation de monopole, il est possible de renverser l'hypothèse de sélection adverse (Villeneuve 2000). L'assureur connaît alors mieux la probabilité d'accident que l'assuré lui-même. Villeneuve obtient alors des équilibres séparateurs qui montrent une corrélation négative entre le risque et la couverture. Ce sont les assurés qui vont essayer d'obtenir de l'information relative à leurs niveaux de risque à partir des contrats que va leur offrir l'assureur monopoleur. Cette idée a été reprise dans des travaux ultérieurs (Koufopoulos 2005). Au lieu d'envisager une répartition entre bas risques et hauts risques au sein de la population, Koufopoulos considère que la population se compose de deux types d'individus : les réalistes qui ont une idée précise

de leur probabilité d'accident et les optimistes qui sous estiment leur probabilité et prennent donc moins de précautions. Koufopoulos obtient alors des équilibres séparateurs qui montrent une corrélation négative ou nulle entre le niveau de couverture et le niveau de risque.

Cette idée d'une asymétrie inversée a été reprise et croisée avec le fait que les bas risques peuvent également se révéler les personnes les plus riscophobes au risque et donc celles qui s'assurent le plus (de Meza & Webb 2001) (Julien, Salanié & Salanié 2002) (Henriet & Michel-Kerjan 2006). Si l'assuré ne connaît pas son risque à l'inverse de l'assureur, le lien entre le niveau de risque et le niveau de couverture se distend. Henriet et Kerjan proposent alors un modèle de partage des risques dans lequel l'avantage informationnel peut alterner : tantôt du côté de l'assuré, tantôt du côté de l'assureur (Henriet & Michel-Kerjan 2006). De la même manière, le principal peut être tantôt l'assuré, tantôt l'assureur. Les auteurs distinguent alors quatre cas types dont deux exhibent une relation négative entre niveau de couverture et niveau de risque. Dans le cas où les individus les plus riscophobes sont aussi les plus bas risques, l'information cachée sur les préférences peut compenser l'information cachée relative au niveau de risque.

Suite à ces avancées théoriques, des travaux économétriques ont été menés afin d'estimer ces possibles effets de compensation entre l'hétérogénéité des risques et l'hétérogénéité des préférences.

### **Méthode d'évaluation de l'antisélection multidimensionnelle**

Une première estimation de l'antisélection multidimensionnelle a été effectuée sur le marché américain de l'assurance dépendance (Finkelstein & Garry 2006). Pour cela les auteurs utilisent des données qui contiennent :

- l'évaluation faite par les individus de leur risque de devenir dépendants ;
- la réalisation de leur risque *ex post* ;
- le niveau d'assurance ;
- le comportement de précaution ;
- toute une série d'indications démographiques et médicales qui sont suffisamment détaillées pour permettre une approximation de la classification faite par l'assureur du type de risque.

Une description plus détaillée de ces données est apportée en annexe du chapitre 7. La stratégie économétrique retenue par Finkelstein et McGarry peut se décomposer en trois étapes (Finkelstein & Garry 2006) :

1. Dans une première étape, les auteurs montrent que les individus disposent d'une information privée concernant leur type de risque et que cette information cachée est positivement corrélée avec le niveau d'assurance.
2. Ils démontrent ensuite qu'en dépit de cette information cachée, on n'observe pas à l'équilibre une corrélation positive entre le niveau d'assurance et le recours aux soins dépendance, tel qu'il est prédit dans les modèles unidimensionnels d'asymétrie d'information. Ils utilisent pour cela un test d'antisélection standard.
3. Ces deux types de résultats apparemment contradictoires conduisent les auteurs à recourir à une seconde forme d'hétérogénéité non observée : l'hétérogénéité des préférences. Elle compense l'antisélection et peut annuler la corrélation attendue entre niveau d'assurance et réalisation du risque.

**Etape 1 : Evaluation de l'information privée sur le niveau de risque et la couverture d'assurance** La première étape consiste à analyser l'influence des prédictions individuelles et subjectives sur la probabilité de devenir dépendant ainsi que sur la probabilité de s'assurer. L'originalité du modèle consiste à utiliser deux types de variables explicatives :

- variables objectives de devenir dépendant ;
- variables subjectives de devenir dépendant.

Cette modélisation n'est rendue possible que grâce aux données subjectives recueillies dans l'échantillon. Les auteurs estiment cette relation à l'aide de deux modèles Probits<sup>16</sup> :

---

<sup>16</sup>La variable *Dep* est une variable binaire qui prend la valeur 1 lorsque l'individu a séjourné en établissement de soins durant la période de 5 ans considérée (1995-2000). La variable *Ass* est une variable binaire qui prend la valeur 1 lorsque l'individu est assuré en 1995 (début de la période considérée).

La matrice **B** comprend les croyances individuelles recueillies lors de l'enquête. Il s'agit des variables subjectives de probabilité. Elles définissent l'estimation par l'individu de sa probabilité de devenir dépendant sur la période étudiée. On les appelle également les prédictions individuelles de probabilité. Si un homme sait que dans sa famille les hommes sont sujets à des attaques cardiaques autour de 50 ans, il peut estimer que sa probabilité d'être paralysé suite à une attaque cardiaque est élevée. A noter que ces prédictions individuelles de probabilité peuvent se révéler fausses.



$$\text{Prob}(Dep = 1) = \Phi(\mathbf{X}\beta_1 + \beta_2\mathbf{B}) \quad (7.2)$$

$$\text{Prob}(Ass = 1) = \Phi(\mathbf{X}\delta_1 + \delta_2\mathbf{B}) \quad (7.3)$$

L'estimation de cet effet nécessite de contrôler l'effet des asymétries d'information cachées par les variables objectives ( $\mathbf{X}$ ). Ce contrôle nous permet de tester l'existence d'une asymétrie d'information contenue dans les résidus. Les estimations du modèle 7.2 obtenues par Finkelstein et *al.* indiquent que l'influence des croyances individuelles sur la probabilité d'un recours aux soins ultérieurs est significative.

Ce lien entre la perception du risque et le risque objectif est similaire aux résultats d'autres travaux effectués sur le risque de mortalité (Smith, Taylor & Sloan 2001) (Hurd & McGarry 2002). Ils indiquent également que les prédictions effectuées par la compagnie d'assurance à l'aide des informations  $\mathbf{X}$  sont davantage corrélées avec la probabilité de sinistre que ne le sont les croyances individuelles. Les compagnies d'assurance semblent donc plus efficaces dans la prédiction du risque que les individus. Même en contrôlant à l'aide du risque de classification de l'assureur ( $\mathbf{X}$ ), les croyances individuelles restent significatives et positives dans la prédiction de la probabilité objective. Les individus semblent donc disposer d'une information cachée résiduelle sur leur type de risque. Les faibles niveaux de  $R^2$  observés suggèrent qu'il existe malgré tout une vraie incertitude sur la probabilité de devenir dépendant. Cela signifie que les croyances individuelles ou les informations objectives ne sont pas de très bons prédicteurs de la probabilité de recours aux soins.

Les estimations du modèle 7.3 indiquent que les individus qui pensent être de hauts risques sont plus enclins à acheter une assurance. En revanche la prédiction du risque individuel par la compagnie d'assurance ( $\mathbf{X}$ ) est négativement corrélée au niveau de couverture. Ceci s'explique car l'assureur tarifie le risque à l'aide de ces variables ( $\mathbf{X}$ ). Il est donc logique que plus ces variables ( $\mathbf{X}$ ) prédisent un niveau de risque élevé, plus le prix de l'assurance va augmenter. La

---

$\mathbf{X}$  définit les variables démographiques observées par l'assureur en 1995. Ces variables représentent les variables objectives de risque (sexe, âge, CSP, etc...). L'âge est l'exemple le plus représentatif de ce type de variable. C'est une variable objective, observée par l'assureur et qui entre dans son modèle actuariel. Grâce à ces variables et grâce à son modèle, l'assureur va calculer une prédiction de probabilité pour chaque individu. C'est à l'aide des variables contenues dans la matrice  $\mathbf{X}$  que l'assureur va classer le risque et donc le tarifier.

probabilité de souscription pourrait donc diminuer en raison d'un effet prix.

Les résultats obtenus par Finkelstein et *al.* indiquent donc que les individus disposent d'une information cachée résiduelle qui prédit leur type de risque et est positivement corrélée avec le fait de recourir à l'assurance. C'est donc une preuve évidente qu'il existe une asymétrie d'information. Cela ne permet pas de conclure pour autant sur le type d'asymétrie d'information<sup>17</sup>.

**Etape 2 : Test unidimensionnel standard d'asymétrie d'information** Cette étape consiste à appliquer les deux tests standard de corrélation entre recours à l'assurance et probabilité d'être dépendants décrits précédemment (Chiappori & Salanié 2000) (Finkelstein & Poterba 2004). A noter que dans les tests standards, les variables subjectives ne sont plus prises en compte dans les variables explicatives comme l'indiquent les modèles Chiappori et Poterba.

Les estimations des modèles Chiappori et Poterba exhibent une relation pas toujours significative entre la probabilité de s'assurer et la probabilité de risque. Lorsque la relation est significative, elle est négative. Dans ce cas l'antisélection joue en faveur de l'assureur. Les tests standards concluent donc à une absence d'antisélection sur le marché de l'assurance dépendance.

Le test de corrélation des résidus nécessite d'examiner la demande d'assurance parmi les individus soumis au même menu de contrats. Le contrôle par la classification du risque - et par suite le niveau de prime que l'assureur propose à l'individu - représente une composante importante de cette série de choix. Il se peut que la classification du risque capturée par les variables  $\mathbf{X}$  ne capture pas pleinement tous les déterminants de la série des choix individuels. L'incapacité à rejeter l'hypothèse de symétrie de l'information à l'aide du test de corrélation peut également s'analyser comme une incapacité à contrôler complètement les options proposées aux individus. Les auteurs utilisent donc deux méthodes supplémentaires afin d'affiner leurs résultats :

- Test de corrélation sur un sous échantillon plus homogène en termes de risque ;
- Approche alternative basée sur d'autres informations recueillies lors de la souscription et non utilisées par l'assureur dans le calcul de tarification.

---

<sup>17</sup>aléa moral ou antisélection.

Les résultats précédents sont robustes à ces méthodes alternatives. Les tests standards concluent donc à une absence d'antisélection. Les modèles 7.2 et 7.3 montrent que l'information subjective résiduelle influence fortement la probabilité de s'assurer. Cependant, les tests standard d'antisélection ne concluent pas à une corrélation positive et significative entre le fait de présenter un risque supérieur et la décision de s'assurer. D'après les estimations menées par Finkelstein et *al.*, le risque dépendance ne semble pas échapper à l'énigme relative aux asymétries d'information mentionnée précédemment.

**Etape 3 : La compensation par l'hétérogénéité non observée des goûts** Une manière de réconcilier ces deux types de résultat réside dans la prise en compte d'autres caractéristiques non observées qui seraient positivement corrélées avec le niveau de couverture mais négativement corrélées avec la probabilité de sinistre. Par définition, ces caractéristiques ne doivent pas être prises en compte dans la formule de tarification utilisée par la compagnie d'assurance. La corrélation de ces caractéristiques avec le niveau de couverture et la probabilité de dépendance doivent être opposées. Finkelstein et *al.* tentent alors de déterminer d'un point de vue empirique quels peuvent être ces facteurs compensateurs basés sur les préférences. Ils en retiennent deux :

- la richesse ;
- la précaution <sup>18</sup> (les comportements préventifs).

Ces deux dimensions des préférences ont déjà retenu l'attention de plusieurs travaux théoriques (de Meza & Webb 2001) (Julien et al. 2002). Aucun de ces facteurs n'est utilisé par les compagnies d'assurance dans la tarification de l'assurance dépendance.

Comme nous l'avons mentionné précédemment, Medicaid présente un meilleur substitut à l'assurance dépendance pour les individus disposant d'un faible niveau de richesse. Il est donc tout à fait probable que le niveau de richesse soit une source importante d'explication dans l'hétérogénéité des préférences face à la demande d'assurance dépendance. Le niveau de richesse pourrait donc se révéler une variable explicative pertinente de la demande d'assurance

---

<sup>18</sup>Le terme de précaution ne renvoie pas directement ici au concept théorique de prudence défini par Kimball par la convexité de l'utilité marginale et qui permet de rendre compte des comportements d'épargne de précaution (Kimball 1990). Il ne s'agit ici que de la traduction du terme "cautiousness" qui renvoie à l'ensemble des comportements préventifs permettant de faire diminuer la probabilité de dépendance.

dépendance. Finkelstein et *al.* montrent que les individus les plus riches (qui appartiennent au quartile le plus élevé) ont une probabilité de sinistre inférieure mais une probabilité de s'assurer supérieure.

Les auteurs mesurent également un niveau de précaution individuel à l'aide du niveau d'investissement dans les activités susceptibles de réduire le risque de sinistre (comportements préventifs). Ils observent en 1995 si l'individu a effectué des actes préventifs propres à son sexe au cours des deux années précédentes tels que :

- le vaccin antigrippe ;
- un test de cholestérol ;
- le contrôle des protubérances mammaires.

Ces variables doivent se comprendre comme des proxys des comportements précautionneux. Il est probable que les individus qui s'investissent davantage dans les activités de prévention soient davantage riscophobes et accordent davantage d'importance au fait d'être assurés (de Meza & Webb 2001). Cependant les individus plus précautionneux (ou prudents) ne sont pas nécessairement plus avertis au risque. Les actions préventives affectent autant la moyenne que la variance de la distribution de la probabilité de sinistre (Dionne et Eeckhoudt 1985) (Julien et al.. 1999). Ainsi le signe de la corrélation entre la prudence du comportement et le niveau d'assurance relève de l'estimation empirique. Les résultats indiquent que les individus qui effectuent davantage d'actions préventives - autrement dit qui sont plus prudents - ont une probabilité plus forte de s'assurer. Ils présentent dans le même temps une probabilité de sinistre plus faible. En effet on obtient à chaque fois un coefficient négatif pour la probabilité d'entrer en maison de soins et un coefficient positif pour la probabilité de s'assurer.

L'interprétation de cette relation négative entre les actions préventives et la probabilité de sinistre réside dans le fait que le comportement préventif réduit de manière endogène le niveau de risque en anticipant l'entrée en maison de soins. Par exemple le vaccin antigrippe réduit le risque de pneumonie qui est un facteur non négligeable d'entrée en maison de soins. Il s'avère également que les individus qui investissent davantage dans les actions de santé préventives telles que nous les avons mesurées ont une probabilité moindre de fracture du col du fémur qui est un autre facteur important d'entrée en maison de soins. Ces résultats sont obtenus alors même qu'aucune des actions préventives mesurées n'affectent directement la densité des os ou l'agilité

(ou plutôt la capacité à ne pas tomber). C'est pourquoi les auteurs présument que ces actions préventives en matière de santé sont fortement corrélées avec un investissement général dans la santé qui diminue la probabilité de devenir dépendant. Il est également possible que ces actions préventives en matière de santé soient des *proxy* d'autres caractéristiques liées aux préférences non observées ici et qui diminuent la probabilité de devenir dépendant. Les individus qui mènent davantage d'actions de prévention ont tendance à surestimer leur risque de devenir dépendant par rapport à leur risque objectif. Cela suggère l'existence d'un facteur "pessimiste" non observé (Koufopoulos 2005). Ce facteur pessimiste pourrait influencer simultanément et positivement la demande d'assurance et la demande d'activités réduisant le niveau de risque (Chassagnon & Villeuneuve 2005).

Il est possible que les mesures de santé préventives soient elles-mêmes déterminées par le niveau d'assurance ou le statut de santé. Les auteurs supposent que cet effet est peu probable vu que toutes les personnes de l'échantillon sont couvertes par Medicare (qui couvre dans une certaine mesure les dépenses de prévention). Virtuellement toutes les personnes de l'échantillon ont vu un médecin au cours des deux dernières années. Leur analyse inclut des variables qui contrôlent de manière détaillée leur statut de santé.

En guise de vérification complémentaire, les auteurs s'intéressent à un type de comportement de précaution qui est beaucoup moins affecté par l'état de santé ou le niveau de couverture : le recours à la ceinture de sécurité au volant. Les résultats indiquent que les individus qui mentionnent recourir systématiquement à la ceinture de sécurité (ce qui représente 77% des individus) présentent une probabilité moindre de devenir dépendants et une probabilité supérieure de s'assurer.

Au-delà des aspects empiriques intéressants relatifs au marché américain de l'assurance dépendance, Finkelstein et *al.* nous proposent une méthode économétrique qui permet de tester les modèles récents d'antisélection multidimensionnelle (Villeuneuve 2003). A l'aide de cette approche, nous observons qu'il y a bien un phénomène d'antisélection observé sur le marché américain, il est compensé par le fait que les plus riscophobes s'assurent davantage. Au final, il n'existe donc pas à proprement parler d'antisélection. La taille restreinte du marché ne s'expliquerait donc pas par ce phénomène.

En plus des actions préventives et du niveau de richesse, les caractéristiques de l'individu que Finkelstein et *al.* utilisent et que la compagnie d'assurance n'utilise pas dans sa tarification semblent avoir la même corrélation avec le niveau d'assurance et la probabilité de sinistre. Les auteurs montrent ainsi que les individus qui ont davantage d'enfants ont une probabilité moindre de contracter une assurance<sup>19</sup> mais également une probabilité moindre d'entrer en maison de retraite. Il en va de même pour les non blancs par rapport aux blancs, les hispaniques par rapport aux non hispaniques et les individus moins éduqués par rapport aux individus les plus éduqués.

C'est là où la méthode proposée par Finkelstein et McGarry est la plus contestable (Finkelstein & Garry 2006). Les auteurs s'intéressent uniquement à la probabilité de rentrer en établissement de soins. Leur enquête est basée sur la question suivante :

"Quelle est votre probabilité de rentrer dans un établissement de soins dans les 5 ans à venir ?"

La réponse à cette question ne reflète pas uniquement la probabilité de dépendance mais également le recours à d'autres formes de prise en charge : prise en charge professionnelle à domicile, aide informelle du conjoint, des enfants, des voisins, etc... Le fait que les hispaniques s'assurent moins et présentent une probabilité de rentrer en maison de soins inférieure à celle des non hispaniques peut donc s'expliquer par des comportements d'aide intrafamiliale propres à cette communauté et non par des situations différentes face au risque dépendance.

L'intérêt des données que nous utilisons dans notre étude est qu'elles ne dépendent pas du type de prise en charge. Comme l'assurance proposée est une assurance en rente, l'assureur statue uniquement par rapport à un état de dépendance et ne prend pas en compte la destination des sommes versées.

---

<sup>19</sup>ce qui est contraire aux résultats de Courbage et Roudaut (Courbage & Roudaut 2008).

## 7.3 Méthode d'estimation de l'antisélection sur le marché français

Certains indices peuvent nous laisser penser que le marché de l'assurance dépendance est sujet à des comportements opportunistes dus aux asymétries d'information. Les premiers résultats empiriques obtenus sur le marché français nous laissent penser que le phénomène d'antisélection est bien présent (Courbage & Roudaut 2008). Le chapitre 6 a relevé de nombreux effets de sélection sur le marché français. Il n'est pas certain que l'assureur soit en mesure de contrôler tous ces effets de sélection. Par exemple, l'assureur n'utilise pas la csp dans sa formule de tarification alors que la probabilité de sinistre de certaines csp est plus élevée. Les personnes en surcharge pondérale, définie par un indice de masse corporelle (IMC) élevé ainsi que les personnes consommant régulièrement de l'alcool auraient une probabilité de devenir dépendantes beaucoup plus importante que les autres (Lafortune & Balestat 2007). Les premiers résultats obtenus à partir de la base de données SHARE réactualisée en 2007 montrent que le niveau d'IMC ainsi que la consommation d'alcool influence positivement le fait de souscrire une assurance dépendance en France (Courbage & Roudaut 2008). Toujours à partir de l'échantillon SHARE sur la France, les auteurs ont montré que les personnes estimant que leur niveau de santé est mauvais avaient une probabilité de s'assurer plus forte que les autres. C'est cette présomption d'antisélection que nous vérifions dans ce chapitre. Nous privilégions ici l'étude de l'antisélection au détriment de l'aléa moral et ceci pour au moins trois raisons.

En premier lieu, la littérature empirique n'a jusqu'à présent jamais fait état de comportements d'aléa moral sur le risque dépendance (Sloan & Norton 1997). Il semble difficilement concevable que les individus adoptent des comportements d'aléa moral *ex ante*. Etant donné la perte de bien être que provoque l'état de dépendance, il semble peu probable que le fait d'être assuré incite l'individu à volontairement augmenter sa probabilité de devenir dépendant. S'il devait exister un comportement d'aléa moral face au risque dépendance, il concernerait davantage un aléa moral de type *ex post*. En situation de dépendance, les individus auraient tendance à surconsommer par rapport à leurs véritables besoins. Les individus en dépendance auraient alors tendance à se « laisser aller ». Cependant, comme dans la plupart des cas la prestation de l'assureur est constituée d'une rente fixée à l'avance, toute surconsommation de

l'assuré est en fait à sa charge. Si ces comportements d'aléa moral *ex post* ne sont pas à exclure, ils concerneraient davantage les enfants qui apportent une aide informelle que l'assureur qui propose une prestation forfaitaire.

En second lieu, contrairement à l'aléa moral, la littérature empirique abondante a pu identifier des comportements d'antisélection sur le marché de l'assurance dépendance (Sloan & Norton 1997) (Finkelstein et al. 2005*b*) (Finkelstein & Garry 2006).

Enfin, les estimations obtenues dans le chapitre 6 indiquent que les individus les plus risqués semblent s'assurer davantage que les autres ce qui laisse présager un comportement d'antisélection. Les femmes, les ouvriers et les employés s'assurent davantage que les autres individus. Or, ils présentent des niveaux de risque plus élevés (Duée & Rebillard 2004*a*). Tant que leur niveau de risque est observé par l'assureur, il ne s'agit pas à proprement parler de comportements d'antisélection mais d'effets de sélection observés par l'assureur. Cependant, ces effets de sélection observés nous incitent à vérifier la présence ou non d'effets de sélection non observés, autrement dit d'antisélection.

Les femmes s'assurent en effet plus que les hommes or ce sont elles qui présentent les probabilités de sinistre les plus élevées. Cependant, ce comportement peut aussi s'expliquer, pour les femmes, par un effet d'aubaine dû à un taux de chargement très faible. Par ailleurs, les classes populaires semblent s'assurer davantage que les cadres et les autres catégories socio-professionnelles. Or l'enquête HID a montré que l'origine sociale jouait fortement sur la probabilité de sinistre (Duée & Rebillard 2004*a*). Même si la prime est unisexe, la variable sexe est bien prise en compte par l'assureur dans le calcul de la prime unique. En revanche la catégorie socio-professionnelle n'intervient pas dans le calcul de la prime.

### **7.3.1 Une estimation de l'antisélection dynamique**

Nous ne disposons pas d'information sur l'état de santé des individus qui ont résilié leur contrat dépendance. Il n'est donc pas possible d'estimer le modèle Dynamique en l'état. Cependant, nous disposons d'informations sur les individus qui ont décidé de résilier leur contrat d'assurance. Un logit simple permet d'étudier dans quelle mesure cette population se distingue de l'ensemble de la population assurée.



$$P(\text{résili} = 1) = \mathbf{X}\beta_1 + \varepsilon \quad (\text{Resiliation})$$

Il est possible d'estimer ce modèle sur la population totale et également sur la population Région. La base Région présente moins d'observations mais contient les variables de patrimoine et de revenu.

### 7.3.2 La méthode Finkelstein et Poterba

De la même manière qu'avec le test de Chiappori et Salanié, il est possible d'adapter la méthode Finkelstein et Poterba présentée précédemment aux caractéristiques de nos données. Nous estimons donc, à l'aide du modèle suivant, si le fait de souscrire une garantie élevée a un effet sur la probabilité de devenir dépendant en contrôlant à l'aide des autres variables que nous avons à notre disposition.

$$\text{Pr } ob(\text{Dep} = 1) = \mathbf{X}\beta_1 + \beta_2 * \text{élevée} + \epsilon \quad (\text{Poterba (a)})$$

Le nombre d'individus tombés en dépendance est faible au sein de notre portefeuille en raison de sa faible antériorité. Par conséquent nous ne pouvons tester ce modèle que sur la base France entière. Nous pouvons également adapter ce modèle au cas de la dépendance partielle. On étudie alors si le fait de souscrire une dépendance partielle augmente la probabilité de devenir dépendant.

$$\text{Pr } ob(\text{Dep} = 1) = \mathbf{X}\beta_1 + \beta_2 * \text{partielle} + \epsilon \quad (\text{Poterba (b)})$$

### 7.3.3 La méthode dépendant *versus* non dépendant

Une première méthode consiste à étudier sur les données de caisse, à l'aide d'un probit bivarié le fait de s'assurer et le fait de devenir dépendant en utilisant la méthode utilisée par Chiappori et Salanié (2000). Cependant, il n'est pas possible d'appliquer exactement cette méthode car

nous ne disposons pas d'une information sur le niveau de dépendance des individus qui n'ont pas souscrit l'assurance. Nous ne disposons que d'une information sur les individus assurés qui perçoivent une rente dépendance. Afin de pallier ce manque d'information, nous proposons une adaptation du test standard proposé par Chiappori et Salanié (2000). Il est possible d'étudier à partir de l'ensemble des individus assurés, si les individus qui s'assurent pour des niveaux de rente plus élevés ont une propension à devenir dépendants plus élevée que ceux qui souscrivent pour un faible niveau de rente. On peut tester cet effet à l'aide du modèle<sup>20</sup> suivant :

$$\begin{cases} \Pr ob(\textit{élevée} = 1) = C + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_1 + u_1 \\ \Pr ob(\textit{dep} = 1/\textit{non dep}) = C + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_2 + u_2 \end{cases} \quad (7.4)$$

avec

$$\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{u_1}^2 & \rho\sigma_{u_1}\sigma_{u_2} \\ \rho\sigma_{u_1}\sigma_{u_2} & \sigma_{u_2}^2 \end{pmatrix} \right)$$

Ce modèle consiste donc à tester non pas la présence d'antisélection sur le marché de l'assurance dépendance français mais plutôt l'antisélection sur le marché de la garantie dépendance élevée. Cependant, il est raisonnable de penser que si des comportements d'antisélection étaient à l'oeuvre sur le marché de l'assurance dépendance, nous devrions également observer des comportements du même type sur le marché de la garantie élevée. Cette méthode présente par ailleurs une série d'inconvénients.

L'antériorité de notre portefeuille est faible (6 ans). Même si on restreint notre étude aux individus âgés de plus de 60 ans, le fait qu'ils ne soient pas dépendants à la fin de la période observée ne signifie en rien qu'ils ne le deviendront jamais. Au contraire, plus ils vieillissent et plus ils se rapprochent des âges où les taux de prévalence sont les plus élevés. Ce modèle peut donc conduire à sous estimer la probabilité de devenir dépendant. Ce n'est que lorsque tous les assurés seront décédés que l'on pourra définitivement savoir quel était leur niveau de risque. La période étudiée est cependant supérieure à celle utilisée par Finkelstein (Finkelstein

---

<sup>20</sup>La variable élevée est une variable dichotomique qui prend 1 si l'individu souscrit une garantie élevée et 0 sinon.

& Garry 2006). Cependant, comme le contrat a été lancé en 2001, il y a peu de souscriptions les premières années alors que le portefeuille étudié par Finkelstein et McGarry était en rythme de croisière au début de la période étudiée (1995).

On peut toutefois opposer à cet argument le fait que si les individus anticipent le fait qu'ils deviennent dépendants *via* une information cachée non observée, il leur est difficile d'anticiper une entrée en dépendance à un horizon de 15 ans. Un horizon de 6 ans maximum n'est pas absurde pour tester l'influence d'une information privée sur son niveau de risque.

Il est également possible d'estimer non pas l'antisélection sur le marché de la garantie élevée mais sur le marché de l'assurance contre la dépendance partielle. Dans ce cas on va chercher à étudier si des variables non observées déterminent à la fois le fait de devenir dépendant et le fait de souscrire une option partielle à l'aide du modèle suivant.

$$\begin{cases} \Pr ob(partielle = 1) = C + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_1 + u_1 \\ \Pr ob(dep = 1/non\ dep) = C + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_2 + u_2 \end{cases} \quad (7.5)$$

avec

$$\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{u_1}^2 & \rho\sigma_{u_1}\sigma_{u_2} \\ \rho\sigma_{u_1}\sigma_{u_2} & \sigma_{u_2}^2 \end{pmatrix} \right)$$

### 7.3.4 La méthode dépendant *versus* décédé

Afin de pallier les inconvénients de la seconde méthode nous pouvons prendre comme seconde variable expliquée de notre probit, une variable qui prend la valeur 1 si l'individu est dépendant et la valeur 0 s'il est mort. Cette méthode restreint l'échantillon aux individus décédés qui n'ont pas connu un état de dépendance et aux individus ayant connu une période de dépendance, décédé ou non. Un individu qui est mort est un individu dont on est sûr qu'il ne transitera pas par une période de dépendance. La mort est l'événement contraire de la dépendance alors que la vie par définition permet toutes les possibilités. L'assureur sera certain de ne pas verser une rente à l'assuré décédé alors qu'un assuré encore en vie présente toujours une probabilité de devenir dépendant avant de mourir.

$$\begin{cases} \text{Pr ob}(\text{élevée} = 1) = C + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_1 + v_1 \\ \text{Pr ob}(\text{dep} = 1/\text{mort}) = C + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_2 + v_2 \end{cases}$$

avec

$$\begin{pmatrix} v_1 \\ v_2 \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{v_1}^2 & \rho\sigma_{v_1}\sigma_{v_2} \\ \rho\sigma_{v_1}\sigma_{v_2} & \sigma_{v_2}^2 \end{pmatrix} \right)$$
(7.6)

Ce modèle ne sous-estime pas la probabilité de devenir dépendant. En revanche, il est basé sur une hypothèse forte. Il suppose que les individus identifient deux risques distincts, celui de mourir et celui de devenir dépendant. On peut également avancer que les individus prennent leurs décisions d'assurance en fonction d'une certaine information cachée qu'ils détiennent sur leur état de santé. Dans ce cas ils anticipent de la même manière le fait de devenir dépendant ou le fait de mourir. Cependant, certains éléments nous permettent de penser qu'il s'agit bien de deux risques distincts. Les sondages sur la perception du risque dépendance par les individus indiquent que la perception du risque dépendance est bien distinct du risque de décès (CSA 2006).

Comme précédemment, il est possible d'adapter ce modèle au cas de la dépendance partielle. On peut étudier à l'aide du modèle suivant si des variables non observées déterminent à la fois le fait de devenir dépendant (*versus* non dépendant) et le fait de souscrire une option partielle à l'aide du modèle suivant.

$$\begin{cases} \text{Pr ob}(\text{partielle} = 1) = C + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_1 + v_1 \\ \text{Pr ob}(\text{dep} = 1/\text{mort}) = C + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_2 + v_2 \end{cases}$$

avec

$$\begin{pmatrix} v_1 \\ v_2 \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{v_1}^2 & \rho\sigma_{v_1}\sigma_{v_2} \\ \rho\sigma_{v_1}\sigma_{v_2} & \sigma_{v_2}^2 \end{pmatrix} \right)$$
(7.7)

Test du Khi-deux Dépendant/Décès			
		garantie peu élevée (600 < >638)	garantie élevée (>638)
décès	effectif	2 555	932
	% du total	63,20%	23,10%
	% en ligne	73,27%	26,73%
	% en colonne	86,88%	85,19%
dépendant	effectif	386	162
	% du total	9,57%	4,01%
	% en ligne	70,44%	29,56%
	% en colonne	13,12%	14,81%
Khi-deux		1,9250 (0,1653)	

TAB. 7.1 – Test du Khi-deux Dépendant/Décès

### 7.3.5 Les données utilisées

Les données utilisées sont identiques à celles présentées dans le chapitre 6. Nous ne disposons que d'un nombre limité d'individus dépendants ou d'individus décédés dans notre portefeuille. Par conséquent la base Région présente un nombre trop faible d'individus dépendants ou décédés pour que l'on puisse estimer les modèles présentés ci-dessus. Les estimations ne porteront donc que sur la base France entière. Nous perdons par la même les variables de patrimoine et de revenu.

Nous avons donc construit une variable dichotomique dep/mort qui prend 1 si l'assuré est devenu dépendant et 0 s'il est décédé sans être passé dépendant. La variable garantie élevée prend la valeur 1 si la garantie est supérieur à 637 euros et 0 si la garantie choisie est comprise entre 600 euros (le niveau de garantie minimal sur la période) et 637 euros. Avant d'aller plus avant dans le test d'antisélection, nous étudions dans le tableau 7.1 la répartition de notre population entre dépendants et décédés à l'aide d'un test du khi-deux.

Le fait que le khi-deux ne soit pas significatif est une première indication qui nous permet de penser qu'*a priori* ceux qui souscrivent une garantie élevée ne présentent pas des niveaux de risque supérieurs à la moyenne.

## 7.4 Premiers résultats empiriques : absence d'antisélection sur le marché de l'assurance dépendance

### 7.4.1 Résultats sur l'antisélection dynamique

Il convient en premier lieu de remarquer que le taux de résiliation est assez élevé sur les deux bases étudiées. Il est en effet de 18.11% sur la base Région et de 13.23% sur la base France entière<sup>21</sup>. Ce taux est d'autant plus surprenant car comme nous l'avons explicité précédemment, les individus qui résilient ne peuvent pas récupérer une partie des primes investies sous forme de capital. Ils peuvent toujours s'assurer auprès d'une autre compagnie d'assurance mais ils seront contraints de payer des primes plus élevées en raison de leur âge plus élevé. Les individus qui résilient leur contrat devraient donc avoir une probabilité assez forte de sortir définitivement du marché. Les résultats de nos estimations sont présentés en annexe du chapitre 7.

Le tableau Antisélection dynamique (1)<sup>22</sup> indique que l'âge joue positivement sur la probabilité de résiliation. Ceci peut s'expliquer par un double effet. Plus ils avancent en âge et plus ils se rapprochent des tranches d'âge où la probabilité de devenir dépendant augmente (effet proximité du risque). Par ailleurs, s'ils sont assurés depuis plusieurs années, le fait de résilier leur contrat après avoir versé des primes pendant des années, alors même que la probabilité de sinistre augmente, représente une perte financière importante. Le tableau Antisélection dynamique (1) indique également que les catégories employés, ouvriers, retraités et autres personnes sans activité professionnelle résilient moins que les autres catégories. Ce résultat peut surprendre dans la mesure où la contrainte budgétaire est, en général, plus forte dans ces catégories de la population. Cependant ces résultats sont faiblement significatifs et ne sont pas vérifiés sur la base France entière.

La contrainte budgétaire semble fortement influencer la probabilité de résiliation. Cependant cet effet de la contrainte budgétaire s'effectue davantage *via* le patrimoine que le revenu comme l'indique le tableau Antisélection dynamique (2)<sup>23</sup>. L'effet du revenu est peu significatif et

---

<sup>21</sup> Ces chiffres sont indiqués dans le tableau Antisélection dynamique (1) en annexe du chapitre 7.

<sup>22</sup> En annexe du chapitre 7.

<sup>23</sup> En annexe du chapitre 7.

ne permet pas de dégager de grandes tendances. En revanche, l'effet du patrimoine apparaît clairement. Plus le patrimoine est faible, plus les individus résilient leur contrat. En revanche, au dessus de 42 618 euros, l'effet est significatif et négatif. Plus le patrimoine augmente et plus l'effet est négatif.

Le tableau Antisélection dynamique (3) indique que le fait de payer une surprime influence négativement la probabilité de résiliation. Ceci peut s'expliquer par le fait que les individus qui paient une surprime estiment qu'ils ont une très forte probabilité de devenir dépendants. Ils peuvent également avoir un risque de reclassification plus important que les autres assurés. Il est intéressant de remarquer que les individus mariés ont une probabilité plus forte de résilier leur contrat comparativement aux individus célibataires. Cet effet est faible mais fortement significatif. Les individus divorcés présentent la même caractéristique.

Nous ne disposons malheureusement pas de données permettant de mesurer dans quelle mesure l'apport de nouvelles informations sur l'état de santé de l'assuré l'incite à résilier son contrat. Nos données nous permettent simplement de constater que la contrainte budgétaire joue très fortement sur la probabilité de résiliation. Cependant, vu le fort taux de résiliation, il est tout à fait possible que d'autres phénomènes soient en mesure d'expliquer ce phénomène.

#### **7.4.2 Etude statistique de la population assurée devenue dépendante**

L'étude de l'antisélection nécessite d'étudier les déterminants de l'état de dépendance au sein de la population assurée. Avant d'appliquer les tests d'antisélection décrits précédemment, il est possible d'étudier les caractéristiques statistiques de la population assurée devenue dépendante à l'aide d'une Analyse en Correspondances Multiples (ACM). Cette méthode a pour objectif de déterminer si on observe au sein de notre population dépendante des catégories bien distinctes d'individus. Les caractéristiques de ces catégories sont susceptibles d'expliquer une éventuelle compensation entre les différents niveaux de risque tout comme l'ont observé Finkelstein et McGarry (Finkelstein & Garry 2006).

L'examen de l'histogramme des valeurs propres nous amène à considérer les 5 premiers axes, ce qui représente 23% de l'inertie totale<sup>24</sup>. Le premier axe met en évidence une opposition entre

---

<sup>24</sup>Pour une description plus détaillée de l'ACM et une représentation graphique, voir le complément en annexe

deux types d'individus :

- Le premier type d'individu dépendant est plus jeune (moins de 69 ans), faiblement dépendant (GIR 5 avec des dépendances plutôt d'ordre physique, maladies osseuses et articulaires). Il a souscrit son assurance plus tôt (avant 64 ans) et a souvent choisi des garanties étendues (garantie obsèques, dépendance partielle). Ces individus sont par ailleurs plutôt riscophobes<sup>25</sup>.
- Le second type d'individu devenu dépendant est plus âgé que le premier (plus de 78 ans), il est lourdement dépendant (GIR 1 et 2, maladies neuropsychiques) et a souscrit l'assurance plus tardivement (entre 73 et 75 ans). Notre proxy d'aversion indique qu'ils sont moins riscophobes.

Cette opposition entre ces deux catégories d'individus nous rappelle l'effet de compensation décrit par Finkelstein et McGarry (Finkelstein & Garry 2006). La première catégorie serait plutôt riscophobe et présenterait un risque de dépendance plus faible, en gravité comme en probabilité de survenance. Cette catégorie serait tout à fait désignée pour adopter des comportements préventifs qui limiteraient la gravité de sa dépendance. La seconde catégorie serait en revanche susceptible d'adopter un comportement d'antisélection. Elle souscrit son contrat tardivement. Il est donc possible qu'elle dispose d'une information cachée sur son type de risque. De plus, lorsqu'elle devient dépendante, il s'agit plutôt de dépendance lourde.

### 7.4.3 Résultats sur le test d'antisélection (méthode Finkelstein et Poterba)

Les estimations du modèle Poterba (a) sont présentées dans les tableaux Antisélection Poterba (1) et (2) en annexe du chapitre 7. Le tableau Antisélection Poterba (1) indique que l'âge exerce un effet croissant sur la probabilité de devenir dépendant ce qui est cohérent avec l'ensemble de la littérature et l'ensemble de nos résultats précédents. Les csp qui présentent les probabilités les plus fortes de devenir dépendants au sein de notre portefeuille sont les catégories artisans, retraités et autres personnes n'ayant jamais exercé d'activité professionnelle. La catégorie ouvriers exerce un effet positif mais non significatif, tout comme la catégorie agri-

---

du chapitre 7.

<sup>25</sup>selon notre proxy d'aversion au risque.



culteurs. L'effet de la catégorie retraités ne peut pas se distinguer de l'effet de l'âge évoqué précédemment. Les catégories agriculteurs, artisans et ouvriers exercent davantage de travaux physiques. Leur probabilité de dépendance physique est par conséquent plus élevée. Cependant les effets observés ne sont pas suffisamment significatifs pour conclure sur la présence ou non d'antisélection.

Le tableau Antisélection Poterba (2) indique que le fait de payer une surprime influence la probabilité de devenir dépendant. A noter que cet effet est fortement significatif mais faible. Cet effet est contrôlé par l'assureur. Il n'y a donc pas lieu de conclure à la présence ou non d'antisélection.

Le fait de souscrire une garantie élevée n'est pas significatif. Quand bien même il le serait, il est très proche de 0. Il ne semble donc pas y avoir d'antisélection sur le marché de la garantie dépendance élevée.

L'effet de l'option partielle est positif et significatif. Ceci signifie que les individus qui souscrivent une garantie étendue ont une probabilité de devenir dépendants plus importante. Cependant, il est difficile d'interpréter ce résultat en termes d'antisélection. Notre proxy de l'état de dépendance est que l'assuré reçoit une rente dépendance de la part de l'assuré. Nous ne distinguons pas si l'assuré reçoit une assurance au titre de la dépendance lourde (GIR 1 et 2) ou au titre de la dépendance modérée (GIR 3 et 4). Nos données ne nous permettent pas de savoir dans quelle mesure les individus ayant souscrit une option partielle ont une probabilité plus forte de se retrouver en GIR 1 ou 2.

Le tableau Antisélection (2) révèle un autre fait marquant. Les individus les plus riscophobes présentent une probabilité de devenir dépendants inférieure aux autres individus, toutes choses égales par ailleurs. Certes ce résultat est à manier avec précaution car il est faiblement significatif et notre portefeuille d'assurés manque encore de maturité. Cependant, ce résultat laisse à penser que les phénomènes de compensation observés par Finkelstein et McGarry aux Etats-Unis seraient également à l'oeuvre en France.

Antisélection France entière (1)		France entière			
Données		probit bivarié			
méthode		Modèle B1		Modèle B2	
Variable dépendante		dep/mort	garantie élevée	dep/non dep	garantie élevée
Constante		-1.2431	4.609	-6.756***	-1.0192***
Age	d25a29	ns	ns	ns	ns
	d30a34 (ref)	ref	ref	ref	ref
	d35a39	ns	ns	-9.345 (0.414)	0.322***
	d40a44	ns	-1.178***	ns	0.454***
	d45a49	ns	-0.757***	0.543***	0.810***
	d50a54	ns	-1.744***	1.456***	0.957***
	d55a59	ns	-2.818***	1.643***	0.802***
	d60a64	ns	-3.966***	1.845***	0.623***
	d65a69	ns	-5.166***	2.753***	0.587***
	d70a74	ns	-6.452***	4.543***	0.543***
d75a79	ns	ns	ns	1.427***	
femme		0.560***	0.080*	ns	0.102***
CSP	agriculteurs exploitants (csp1)	ns	-0.501***	0.213 (0.645)	-0.273***
	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise (csp2)	ns	-1.016***	0.867 (0.233)	-0.897***
	Cadre et professions intellectuelles supérieures (csp3)	ref	ref	ref	ref
	Professions intermédiaires (csp4)	ns	-0.787**	ns	-0.5423***
	Employés (csp5)	ns	-0.870***	ns	-0.6467***
	Ouvriers (csp6)	ns	-0.829***	ns	-0.9787***
	Retraités (csp7)	ns	-0.534**	1.343**	-0.5645***
	Autres personnes sans activité professionnelle (csp8)	ns	-0.650***	1.023**	-0.544***

TAB. 7.2 – Estimations du probit bivarié 1 sur 2

#### 7.4.4 Résultats sur le test d'antisélection (méthode Chiappori Salanié)

Les résultats présentés dans les tableaux 7.2 et 7.3 obtenus à partir du test de Chiappori et Salanié indiquent que le coefficient de corrélation entre les résidus apparaît clairement non significatif et ceci sur les deux modèles testés (0.6142 et 0.7916). Cette non significativité nous permet de conclure, à partir de nos données à une absence d'antisélection sur le marché la garantie dépendance élevée.

### Antisélection France entière (2)

		dep/mort	garantie élevée	dep/non dep	garantie élevée
Surprime	Surprime0 (ref)	ref	ref	ref	ref
	Surprime25	-0.190*	-0.729***	0.123 (0.543)	-0.546***
	Surprime50	0.215**	-1.278***	0.867***	-0.897***
	Surprime75	ns	-1.336***	0.978***	-1.234***
	Surprime100	ns	-1.724***	0.124 (0.346)	-1.342***
Cotisation	Cotisation1 (0-175.2)	ns	-4.305***	-3.234***	-2.345***
	Cotisation2 (175.2-217.2)	ns	-3.266***	-2.432***	-3.453***
	Cotisation3 (217.2-256.56)	ns	-2.335***	-1.324***	-2.324***
	Cotisation4 (256.56-303.6)	ns	-1.515 ( 0.231)	-0.674 (0.321)	-1.342***
	Cotisation5 (303.6-354)	ns	-0.779 (0.453)	ns	-0.678***
	Cotisation6 (ref) (354-441.48)	ref	ref	ref	ref
	Cotisation7 (411.48-467.88)	ns	0.526***	0.234***	0.786***
	Cotisation8 (467.88-542.4)	ns	1.146***	1.243***	1.234***
	Cotisation9 (542.4-642)	ns	1.917***	2.342***	1.546***
	Cotisation10 (642-3 134.04)	ns	2.850***	3.765***	2.453***
Partielle		0.328***	0.240***	0.342***	0.567***
Famille	veuf	0.123*	0.160***	-0.243 (0.324)	0.234***
	séparé	ns	ns	0.432 (0.453)	0.123 (0.174)
	marié	ns	ns	-0.723***	ns
	divorcé	ns	ns	-0.345 (0.342)	ns
	célibataire (ref)	ref	ref	ref	ref
Rho	coeff de corrélation	0.0189 (0.6146)		0.0324 (0.7916)	

\* signifie Proba<0.05

\*\* signifie Proba<0.01

\*\*\* signifie Proba<0.001

TAB. 7.3 – Estimation du probit bivarié 2/2

Ce résultat est toutefois à manier avec prudence en raison de la faible antériorité de notre portefeuille et de l'absence des variables de revenu et de patrimoine au sein du portefeuille d'assurés France entière. A noter que le fait que les variables d'âge ne soient pas significatives dans l'explication de la probabilité de dépendance s'explique par la spécification de notre modèle. Ces variables peuvent en effet aussi bien expliquer la mort que la dépendance. En revanche l'effet du sexe ressort dans l'explication de la probabilité de dépendance, ce qui conforte nos résultats. Nos résultats sont donc cohérents avec la littérature dans la mesure où ils concluent à l'absence d'antisélection en dépit d'une forte prédiction des modèles théoriques.

Ce résultat est tout à fait cohérent avec ceux obtenus par Finkelstein et McGarry. Il le renforce d'autant plus qu'il est obtenu sur un marché où les caractéristiques de la prise en charge publique sont très différentes. Il le renforce également dans la mesure où les données utilisées dans nos estimations sont très différentes de celles utilisées par Finkelstein et McGarry car nos données ne sont pas déclaratives et proviennent d'un portefeuille bancaire. Le biais potentiel des travaux de Finkelstein et Mc Garry relatif à la prise en compte que d'un type de prise en charge particulier ne semble pas menacer la robustesse de ces résultats.

Le chapitre 6 a mis en évidence certains effets de sélection. Les individus qui présentent une probabilité plus forte de devenir dépendant s'assurent davantage que les autres. Tant que cette information est contrôlée par l'assureur, il n'existe pas à proprement parlé de phénomène d'antisélection. Cependant, ce résultat nous laisse à penser que l'appréciation du niveau de risque joue un rôle dans la décision de s'assurer ainsi que sur le montant de couverture choisi. En dépit de cette forte présomption, renforcée par les modèles théoriques, nous ne pouvons conclure à la présence d'antisélection sur le marché français comme Finkelstein.

La compensation par l'hétérogénéité des goûts peut donc tout à fait s'exercer sur le marché français. En effet, les individus les plus riscophobes s'assurent davantage que les autres, toutes choses égales par ailleurs comme nous avons pu le montrer dans le chapitre 6. Or, des travaux récents ont montré que les riscophobes présentent des niveaux de risque plus faibles de par leurs comportements préventifs (de Meza & Webb 2001).

Nous ne disposons pas des données nécessaires pour étudier précisément dans quelle mesure ce phénomène de compensation par les plus riscophobes existe. Cependant, nous pouvons étudier

Test du Khi-deux Averse/Surprime			
		pas de surprime	surprime
pas riscophobe	% du total	64.93%	6.08%
	% en ligne	91.44%	8.56%
	% en colonne	70.05%	83.12%
riscophobe	% du total	27.76%	1.23%
	% en ligne	95.74%	4.26%
	% en colonne	29.95%	16.88%
Khi-deux		29.5828 (P < 0.0001)	

TAB. 7.4 – Test du Khi-deux Averse/Surprime

à l'aide d'un simple khi-deux si les individus les plus riscophobes ont tendance à payer moins de surprime que les autres individus. Le fait de payer une surprime suppose que l'individu présente un risque plus élevé en raison de son état de santé. La lecture du tableau 7.4 nous indique que les individus les plus riscophobes sont significativement moins représentés au sein de la population des individus qui doivent acquitter une surprime. Le test du Khi-deux indique que nous pouvons rejeter l'hypothèse d'indépendance entre ces deux variables avec un risque d'erreur très faible comme le mentionne le tableau 7.4. Ce test nous incite à penser que l'effet de compensation entre les niveaux de risque est bien à l'oeuvre au sein de notre portefeuille. L'absence d'antisélection pourrait alors s'expliquer par ce phénomène de compensation entre les niveaux de risques et pas uniquement par la faible antériorité de notre portefeuille.

## 7.5 Conclusion

En mettant à profit des données inédites, nous avons pu mettre en évidence l'absence d'antisélection sur le marché de la garantie dépendance élevée. Ce résultat nous laisse penser que l'ensemble du marché de l'assurance dépendance français n'est pas victime d'un phénomène d'antisélection. Ce résultat est cependant à manier avec précaution en raison de la faible maturité de notre portefeuille.

Ce résultat ne signifie pas pour autant que les individus n'utilisent pas leur information cachée dans leurs décisions d'assurance. Cette absence d'antisélection aurait des raisons structurelles. Elle s'expliquerait par le fait que les individus qui souscrivent une assurance dépendance se rangent dans deux catégories distinctes. Les premiers sont riscophobes et présentent des probabilités de sinistre inférieures à la moyenne, en raison notamment de leurs comportements préventifs. Les seconds présentent en revanche des niveaux de risque supérieurs à la moyenne. Les niveaux de risque de ces deux catégories d'individus pourraient se compenser. C'est pourquoi en moyenne le niveau de sinistralité observé dans notre portefeuille n'est pas supérieur à celui de l'ensemble de la population. Trois indices nous laissent supposer que ce phénomène est bien à l'oeuvre au sein de notre portefeuille :

- L'Analyse en Correspondances Multiples ;
- L'effet négatif de l'aversion sur la probabilité de sinistre (bien que non significatif) ;
- Le test du Khi-deux entre les individus riscophobes et les individus payant une surprime.

Pour revenir à notre problématique initiale, nous pouvons avancer, au regard de ces résultats, que les asymétries d'information ne semblent pas affecter l'efficacité du marché de l'assurance dépendance. Si le marché de l'assurance dépendance n'est pas sujet à des comportements d'antisélection cela signifie que les asymétries d'information ne sont pas la cause du développement limité du marché. Au regard de ces résultats, le marché ne semble pas inefficace dans la prise en charge de ce risque.

Cependant des voies d'amélioration subsistent. Il est possible d'améliorer la reconstitution de la probabilité exogène en intégrant les probabilités de rémission. Il est également possible d'améliorer l'analyse du prix de l'assurance et de son effet sur la probabilité de souscrire un contrat.

Une piste de recherche ultérieure concerne l'aléa moral. Dans notre étude des asymétries d'information, nous avons en effet exclu l'hypothèse de comportements d'aléa moral conformément à la littérature étudiée. Si cette hypothèse est vraisemblable dans le cas de la dépendance lourde (GIR 1 et 2), elle l'est beaucoup moins en ce qui concerne la dépendance partielle (GIR 3 et 4). Nous pourrions lors d'une recherche ultérieure appliquer le test d'antisélection uniquement aux individus ayant souscrit l'option dépendance partielle. Il serait alors intéressant de comparer ces résultats aux résultats obtenus dans ce chapitre. Cependant, la faible taille de la population ayant souscrit l'option partielle peut poser des problèmes de significativité.

Il serait également intéressant de lancer une enquête au sein du portefeuille d'assurés afin de croiser les données objectives observées avec les préférences des individus obtenues de manière déclarative.

# Chapitre 8

## Conclusion générale

### 8.1 Les principaux résultats de la thèse

Après avoir successivement étudié l'offre et la demande d'assurance dépendance ainsi que les effets des asymétries d'information sur l'équilibre de marché, nous avons pu aboutir à quatre résultats :

1. L'offre d'assurance dépendance peut se développer et proposer une couverture plus complète du risque. La frontière de l'assurabilité sur l'assurance dépendance peut être repoussée, notamment si l'assurance couvre la prise en charge à domicile (chapitre 3). Le développement par les assureurs de produits plus innovants et ayant une couverture du risque plus importante, devrait également favoriser le développement du marché (chapitre 4).
2. Les préférences individuelles peuvent inciter les individus à ne pas s'assurer et ceci pour au moins trois raisons (chapitre 5) :
  - soit parce que le produit proposé n'est pas un produit de pleine assurance (contrat en rente) ;
  - soit parce l'état de santé des individus effectif ou anticipé exerce un effet très fort sur leur perception de la richesse. Dans ce cas, ils ne souhaitent pas transférer de la richesse vers l'état de dépendance ;



- soit en raison des anticipations imparfaites des individus sur leur dépendance future.
- 3. La demande d'assurance dépendance n'est pas réservée à une catégorie très particulière d'individus. Elle a donc vocation à devenir un produit de masse. Les résultats de nos estimations indiquent par ailleurs que les individus qui exhibent la probabilité la plus forte de souscription sont âgés de plus de 40 ans et appartiennent aux classes populaires et aux classes moyennes (chapitre 6). Au sein de cette large population, les individus disposant d'un patrimoine et d'un revenu supérieur à la médiane présentent la probabilité de s'assurer la plus forte. On observe également des effets de sélection sur les individus les plus à risque : les femmes et les ouvriers. Enfin, en comparant les différences de taux de chargement entre les hommes et les femmes, il semblerait que l'élasticité-prix de la demande d'assurance dépendance soit faible.
- 4. En dépit de ces effets de sélection, les asymétries d'information, même si elles peuvent influencer la demande de souscription, ne semblent pas conduire à un phénomène d'antisélection sur le marché de l'assurance dépendance en raison notamment de la compensation par l'hétérogénéité des préférences (chapitre 7). L'hétérogénéité des préférences pourrait compenser l'hétérogénéité des risques. Par ailleurs, nous n'observons pas non plus un phénomène d'antisélection dynamique sur notre portefeuille.

Si on fait exception des imperfections de marché du côté de l'offre, l'énigme de l'assurance dépendance ne semble pas s'expliquer par des raisons propres au fonctionnement des marchés. Le développement limité du marché français de l'assurance dépendance ne s'expliquerait donc pas par une défaillance de marché. Cependant, une partie de la population, en raison de ses préférences, continuera rationnellement à ne pas s'assurer.

Ceci nous conduit à nous intéresser aux autres explications du faible développement du marché que nous avons évoquées dans notre introduction générale. Plusieurs explications alternatives ont retenu notre attention :

1. Une certaine méconnaissance du risque perdure et ne pourra reculer qu'à l'aide de campagnes de communication massives. La prise de conscience que la dépendance représente bien un risque et non une étape de la vie (chapitre 2) devrait inciter les individus à souscrire davantage. Cette méconnaissance est également susceptible d'influer l'anticipation du degré de dépendance faite par les agents. Si les individus anticipent un très fort degré

de dépendance<sup>1</sup>, ils vont moins valoriser leur richesse dont ils pourront bénéficier en état de dépendance grâce à leur assurance (chapitre 5). Une information est donc nécessaire, notamment sur le fait que la dépendance lourde ne concerne pas la majorité des cas.

2. Le fait que l'assurance dépendance ne bénéficie pas d'un régime fiscal très favorable si on la compare aux produits d'assurance ou d'épargne concurrents (assurance-vie ou PERP) pénalise son développement. Une incitation fiscale forte sur l'assurance dépendance réduirait son prix et favoriserait son développement. Cependant, cette mesure pourrait être contrariée par au moins deux effets :
  - Une grande partie des individus qui souscrivent ce produit disposent de revenus relativement modestes car ils appartiennent aux csp employés, ouvriers ou personnes n'ayant jamais travaillé. Ils paient donc peu et parfois pas d'impôts, surtout lorsqu'ils sont à la retraite. Les incitations fiscales n'auront qu'un effet limité sur ce type de population.
  - La différence de taux de chargement entre les hommes et les femmes a montré que la demande d'assurance dépendance présentait une faible élasticité-prix. Si ce résultat se confirme, l'effet d'une incitation fiscale sur la demande d'assurance dépendance ne devrait avoir qu'un effet limité.
3. Le fait que les produits proposés aujourd'hui sur le marché sont incomplets et peu innovants. Ils ne proposent pas différents types de prise en charge.
4. De nombreux français pourraient adopter un comportement opportuniste face à l'atermoiement des décisions politiques. Une partie importante de la population désireuse de s'assurer pourrait préférer repousser sa décision de souscription en espérant une annonce gouvernementale généreuse sur le cinquième risque. Les faits ne leur donnent pas tort<sup>2</sup>. Face à cette incertitude du rôle futur de l'Etat dans le financement du risque, il n'est pas étonnant que bon nombre d'individus attendent une stabilisation du dispositif public avant de prendre toute décision concernant la souscription d'une assurance.
5. Une autre raison susceptible d'expliquer le faible développement du marché peut provenir d'un sur-provisionnement des sociétés d'assurance et de réassurance face au risque dépen-

---

<sup>1</sup>dépendance totale (GIR 1)

<sup>2</sup>Le 18 septembre 2007, le Président de la République annonçait le dépôt d'un projet de loi à la fin du 1er semestre 2008. En juillet 2008, le gouvernement annonçait le dépôt d'un projet de loi début 2009. En mai 2009, le projet de loi est annoncé au plus tôt à l'automne 2009...

dance. La prime d'ambiguïté pourrait ainsi être trop élevée sur le risque dépendance. Ce provisionnement excessif se traduirait par un prix élevé de l'assurance ce qui limiterait la demande<sup>3</sup>.

6. Ce prix élevé de l'assurance pourrait également s'expliquer par la très forte concentration du marché (chapite 2). Cinq acteurs représentent en effet 80% du marché. Cette faible concurrence sur le marché de l'assurance dépendance est également renforcée par le fait que la portabilité des contrats n'est pas garantie aujourd'hui. Un individu qui cotise depuis plusieurs années auprès d'une compagnie d'assurance et qui souhaite changer d'assureur pour une société qui lui propose des tarifs ou des services plus compétitifs n'a d'autres choix que de résilier son contrat, sans tirer aucun bénéfice des primes versées et souscrire un nouveau contrat qui sera nécessairement plus onéreux en raison de son âge plus avancé. Cette clause de transférabilité, qui a été reprise dans le dernier rapport du sénat, soulève cependant des difficultés techniques (Vasselle 2008). Un transfert important du portefeuille d'assurés vers un autre assureur peut déstabiliser la gestion actif/passif de l'assureur d'origine.

Autant de pistes pour les politiques publiques désireuses de promouvoir le développement de ce marché. Les résultats de cette thèse perdraient de leur intérêt s'ils ne permettaient pas d'illustrer le débat actuel sur le cinquième risque. C'est ce à quoi nous allons nous employer maintenant.

## 8.2 Quel projet pour le cinquième risque ?

Les résultats du chapitre 3 encouragent un développement de l'aide à domicile au détriment de l'aide en établissement. Cette orientation en faveur de l'aide à domicile est une tendance lourde observée dans plusieurs pays européens (OECD 2005). Ce mode de prise en charge recueille d'ailleurs la faveur des français (Espagnol 2008). L'intérêt de cette prise en charge est qu'elle ne désocialise pas l'individu. Elle est notamment très appréciée en cas de dépendance

---

<sup>3</sup>L'élasticité-prix de la demande semble faible sur l'assurance dépendance si on se réfère à la différence de taux de chargement entre les hommes et les femmes (chapitre 6).

modérée. A noter également que les progrès de la robotisation et de la domotique permettraient de réduire fortement les coûts de ce type de prise en charge dans les années à venir.

On observe aujourd'hui en France une forte demande pour la création d'un cinquième risque de sécurité sociale, dédié à la prise en charge de la dépendance, à l'instar de ce qui s'est fait en Allemagne. Ce concept de cinquième risque ne chante plus qu'il ne parle, pour paraphraser Paul Valéry. Chaque partie prenante projette dans ce concept aux contours flous ce qui lui convient le mieux.

Pour certains, le cinquième risque signifie une prise en charge quasi intégrale du risque dépendance, à l'aune de ce que la sécurité sociale propose sur la santé. Dans cette conception, le cinquième risque se traduirait par une revalorisation globale des allocations et une quasi suppression du ticket modérateur. L'assurance dépendance deviendrait alors soit caduque, soit serait réduite à la portion congrue de la complémentaire. A charge pour le gouvernement qui prendra cette décision de faire adopter les cotisations sociales nécessaires à son financement...

Pour d'autres (notamment les élus locaux et les collectivités territoriales), le cinquième risque signifie une reprise par la sécurité sociale du financement de la dépendance afin de soulager le budget des départements. Le cinquième risque ne signifie donc pas nécessairement une modification du niveau d'allocation ou des critères d'allocation mais un nouveau mode de financement. Si ce débat peut avoir un intérêt pour soulager le budget des départements, il ne représente pas nécessairement un enjeu pour les usagers.

Il convient donc maintenant d'étudier les différentes formes institutionnelles que peuvent prendre la prise en charge de la dépendance et d'en lister les avantages et inconvénients.

### **8.2.1 le projet d'une sécurité sociale universelle**

Le premier argument avancé en faveur d'une prise en charge totale par la sécurité sociale vient des incertitudes face à l'évolution du risque dépendance abordées dans le chapitre 3. Face à cette incertitude, il serait préférable que l'état prenne en charge la totalité du risque. A noter dans la lignée des arguments abordés au chapitre 3 que l'assureur peut prendre en charge un risque même s'il existe un risque sur l'évolution des lois de distribution. Il suffit d'effectuer une mutualisation entre ces différentes lois et de tarifier une prime d'ambiguïté. Un autre avantage de

ce type de couverture est de rendre caducs les phénomènes d'antisélection. Les comportements opportunistes en revanche sont plutôt appelés à se développer.

Ce projet séduisant par son apparente simplicité pose néanmoins toute une série de questions. En premier lieu, il se heurte aux marges limitées des finances publiques qui vont contraindre la couverture par rapport à une couverture objective des besoins. Il entraîne également une certaine rigidité du système avec les difficultés à revenir sur certains avantages acquis. Ce projet permet indirectement une meilleure protection et une meilleure transmission des patrimoines. Si les personnes disposant d'un patrimoine élevé sont complètement prises en charge, cela signifie qu'elles n'auront pas à puiser dans leur épargne afin de financer leur dépendance, ni à s'assurer en payant une prime d'assurance. Ce projet permettra donc une meilleure transmission des patrimoines, effet anti redistributif qui va plutôt à l'encontre de la philosophie de la sécurité sociale. Cet effet anti redistributif s'étendrait également aux différentes générations. Elle imposerait un transfert de charge intégral sur les générations futures et actuelles au profit des "générations d'après guerre" dont l'ampleur atteint déjà un niveau sans précédent<sup>4</sup>. Certains voient même dans ce projet de cinquième risque "le dernier casse de la génération du baby-boom"<sup>5</sup>.

### 8.2.2 Le projet d'une complémentaire dépendance

Le projet de cinquième risque peut également se décliner comme la simple reprise par la sécurité sociale du financement supporté jusqu'à présent par les départements sans modification substantielle du niveau des allocations ou de ses critères. L'assurance jouera alors un rôle de complémentaire, face à une aide publique insuffisante, à l'image de ce qu'elle fait sur l'assurance santé. Ce projet comporte de fortes inégalités entre ceux qui pourront souscrire une complémentaire et les autres. De plus, dans cette configuration, l'assurance ne joue plus vraiment son rôle de gestionnaire du risque. Le métier d'assureur consiste en effet à :

---

<sup>4</sup>Voir sur ce sujet les écrits de Louis Chauvel (Chauvel 1998) et "La responsabilité des générations", working paper, 2001.

<sup>5</sup>Expression reprise par Philippe Trainar lors de la conférence intitulée "La dépendance : que sait-on vraiment ?" organisée par la Chaire "Risques et chances de la transition démographique", Université Paris Dauphine et Fondation du Risque, à Paris le 4 décembre 2008.

- gérer la déformation des lois de probabilité ;
- gérer les comportements d'aléa moral et d'antisélection ;
- gérer les actifs recoltés via les primes d'assurance.

Dans ce dispositif, aucune des compétences propres de l'assureur ne sera mobilisée. L'assureur complémentaire se contentera alors d'anticiper le comportement des pouvoirs publics relatif aux modalités de remboursement.

Cependant, ce dispositif complémentaire a déjà fait la preuve de son efficacité. Si on s'intéresse au marché de la complémentaire santé français, on observe que ce marché fonctionne plutôt bien si on le compare au dispositif américain de couverture santé. Cependant, son fonctionnement pose des problèmes de financement non résolus à ce jour<sup>6</sup>.

### 8.2.3 Le projet d'une assurance obligatoire, souscrite très jeune

Une autre solution consisterait à rendre l'assurance dépendance obligatoire en obligeant ou en incitant les individus à s'assurer très tôt<sup>7</sup> sans pour autant que la sécurité sociale couvre l'intégralité du risque. Un des effets positifs de ce type de solution est d'empêcher les phénomènes d'antisélection. Par ailleurs, les compétences des assureurs en matière de gestion d'actifs pourront alors trouver matière à s'appliquer. Cependant, certaines personnes en raison de leurs préférences ne souhaitent pas s'assurer (chapitre 5). L'assurance obligatoire entraînerait alors une perte de bien être pour ces individus (Zweifel & Struve 1998).

### 8.2.4 Le projet d'un partenariat public privé

Un autre projet consisterait non pas à considérer la dépendance dans son ensemble mais à séparer la dépendance lourde<sup>8</sup> de ce qu'on peut appeler la dépendance modérée ou "légère"<sup>9</sup>. L'idée sous-jacente suppose qu'il existe en réalité une dépendance lourde, qui est un risque et qui a vocation à être prise en charge par l'assurance, et une dépendance "légère" qui concernerait

---

<sup>6</sup>On pense aux déficits chroniques de la sécurité sociale en France.

<sup>7</sup>à l'image du programme Eldersfield abordé dans le chapitre 4.

<sup>8</sup>qui correspond ici au GIR 1 ou à l'impossibilité de réaliser 3 AVQ sur 4.

<sup>9</sup>qui correspond aux GIR 3 et 4.

une majorité d'individus et qui serait plus une étape de la vie qu'un risque à proprement parler. Cette dépendance "légère" correspondrait donc davantage à une dépense qu'à un risque.

L'assurance privée pourrait alors ne prendre en charge que la dépendance lourde. La dépendance légère pourrait alors être prise en charge soit par un dispositif d'aide sociale pour les plus pauvres, soit par une épargne en période de vie active pour les autres. Ce projet présente un intérêt du point de vue de l'efficacité des marchés. La dépendance lourde est en effet un risque plus aisé à identifier que la dépendance "légère". Les comportements d'aléa moral sont difficilement envisageables sur la dépendance lourde, ce qui n'est pas le cas sur la dépendance légère.

Ce type de dispositif soulève cependant au moins deux difficultés :

- Il nécessite d'opérer une distinction claire entre dépendance lourde et dépendance "légère".
- Il ne fait que repousser le problème de l'assurabilité. Si les individus atteints de dépendance lourde peuvent être couverts, *quid* des 85% des cas restant.

### **8.3 Pistes de réflexion pour des recherches ultérieures**

Par ailleurs, plusieurs recherches sont à mener afin d'approfondir ou de confirmer les apports de cette thèse. Certaines recherches sont actuellement en cours et concernent aussi bien les apports théoriques de la thèse que les apports empiriques.

Les résultats obtenus dans le chapitre 3 sont à confirmer à partir d'autres données, notamment des données provenant d'autres pays européens.

D'un point de vue théorique, la modélisation proposée dans le chapitre 5 est à poursuivre afin d'aboutir à un équilibre général en présence de risque dépendance dans un cadre bivarié à deux périodes. L'objet de ce programme de recherche consiste à déterminer un prix de l'assurance dépendance à partir d'un modèle d'équilibre général simplifié.

Par ailleurs, tout un pan de la recherche concernant les équilibres entre l'aide publique et l'assurance privée n'a pas été abordé dans cette thèse et va se révéler particulièrement d'actualité dans les années à venir dans la lignée des travaux de Pierre Pestieau et Motohiro Sato (Pestieau & Sato 2008).

D'un point de vue empirique, l'utilisation de données plus complètes et notamment des données relatives à la structure familiale seraient nécessaires afin de tester les comportements d'aléa moral intergénérationnel et plus largement l'effet des comportements intrafamiliaux sur la décision de souscription. Il serait intéressant à ce sujet de croiser des données d'enquête (comme SHARE) avec des données d'assureur afin de bénéficier d'informations objectives et subjectives, dans la lignée des travaux de Finkelstein et McGarry.

L'utilisation d'un portefeuille plus mûre qui comporte davantage d'individus assurés tombés en dépendance pourrait permettre également de vérifier nos résultats sur l'absence d'antisélection sur le marché français de l'assurance dépendance. Une autre perspective consiste à étudier l'élasticité prix de la demande d'assurance dépendance afin de simuler les effets des incitations fiscales. Cet aspect fait actuellement l'objet d'une recherche. Enfin, même si l'effet d'éviction de l'aide publique joue beaucoup plus faiblement en France qu'aux Etats-Unis, il serait intéressant de mesurer l'effet d'éviction de l'APA. Les résultats de ces recherches ultérieures seront autant d'aide à la décision en matière de politiques publiques.



# Bibliographie

- AARP (1985), *Preferences of AARP Members for Specific Long Term Care Insurance Product Features*, Washington : American Association of Retired Persons.
- AbtAssociates (2001), 'Financing long-term care for the baby boom generation', *HSRE Working Paper 8*.
- ACLI (2001), *Life insurers fact book*, Washington, DC : American Council of Life Insurers.
- Aglietta, M., Blanchet, D. & Heran, F. (2002), *Démographie et Economie*, Rapport du Conseil d'Analyse Economique.
- Akerlof, G. (1970), 'The market for "lemons" : quality, uncertainty and the market mechanism', *Quarterly Journal of Economics* **74**, 488–500.
- Alary, D. & Bien, F. (2008), 'Assurance santé et sélection adverse : l'incidence des maladies invalidantes', *Revue Economique* **59(4)**, 737–748.
- Arnott, R. J. & Stiglitz, J. E. (1988), 'The basic analytics of moral hazard', *Scandinavian Journal of Economics* **90(3)**, 383–413.
- Arrow, K. J. (1963), 'Uncertainty and the welfare economics of medical care', *American Economic Review* **53**, 941–973.
- Arrow, K. J. & Lind, R. C. (1970), 'Uncertainty and the evaluation of public investment decision', *American Economic Review* **60**, 364–378.
- Arvieu, J.-J. (2001), 'Le regard du médecin sur la notion de dépendance', *Risques* **47**.
- Assous, L. & Mathieu, R. (2002), 'L'assurabilité de la dépendance et sa prise en charge par le secteur privé : Une mise en perspective internationale', *Revue Economique* **53**, 887–912.

- Bardey, D. (2002), ‘Gestion des risques longs et comportements de risque moral sur les marchés de l’assurance maladie : la première inefficacité peut-elle éliminer la seconde?’, *Working Paper AFSE*.
- Bardey, D. & Lesur, R. (2005), ‘Optimal health insurance contract : Is a deductible useful?’, *Economics Letters* **87**, 313–317.
- Barret, C., Bonotaux, J. & Magnien, F. (2003), ‘La mesure des prix dans les domaines de la santé et de l’action sociale : quelques problèmes méthodologiques’, *Economie et Statistique* **361**, 364–378.
- Becker, G. S. (1974), ‘Theory of social interactions’, *Journal of Political Economy* **82**, 1063–1093.
- Bernheim, D. B. (1991), ‘How strong are bequest motives? evidence based on estimates of the demand for life insurance and annuities’, *Journal of Political Economy* **99**, 899–927.
- Bernheim, D. B., Shleifer, A. & Summers, L. H. (1985), ‘The strategic bequest motive’, *Journal of Political Economy* **93**, 1045–1076.
- Bernstein, P. L. (1998), *Against the Gods : The Remarkable Story of Risk*, John Wiley and Sons Inc.
- Bien, F. (2001), *Essais en économie de la santé et assurance*, thèse de doctorat, Université Paris X Nanterre.
- Borch, K. (1962), ‘Equilibrium in a reinsurance market’, *Econometrica* **30(3)**, 424–444.
- Borch, K. (1989), *Economics of Insurance*, Elsevier.
- Bowen, O. R. & Burke, T. R. (1985), ‘Cost neutral catastrophic care proposed for medicare recipients’, *FAH Review* **18**, 42–45.
- Box, G. E. P. & Jenkins, G. M. (1970), *Time Series Analysis : Forecasting and Control*, San Francisco, Holden Day.
- Breuil-Genier, P. (1996), ‘La gestion du risque dépendance : le rôle de la famille, de l’état et du secteur privé’, *Economie et Statistique* **291-292**.
- Brown, J. & Finkelstein, A. (2004a), ‘The interaction of public and private insurance : Medicaid and the long-term care insurance market’, *Working Paper NBER* **10989**.

- Brown, J. & Finkelstein, A. (2008), ‘The interaction of public and private insurance : Medicaid and the long-term care insurance market’, *American Economic Review* **98(3)**.
- Brown, J. R. & Finkelstein, A. (2004b), ‘The interaction of public and private insurance : Medicaid and the long term care insurance market’, *Working Paper NBER* **10989**.
- Brown, J. R. & Finkelstein, A. (2004c), ‘Supply or demand : Why is the market for long-term care so small?’, *Working Paper NBER* **10782**.
- Brown, J. R. & Goolsbee, A. (2006), ‘Does the internet make markets more competitive? evidence from the life insurance industry’, *Journal of Political Economy* **110(3)**, 481–507.
- Brown, J. R. & Orszag, P. (2006), ‘The political economy of government-issued survivor bonds’, *Journal of Risk and Insurance* **73**, 611–631.
- Buchholz, W. & Wiegard, W. (1992), ‘Allokative Überlegungen zur Reform der Pflegevorsorge [allocative considerations concerning the reform of provision for long-term care]’, *Jahrbucher für Nationalökonomie und Statistik* **209**, 441–457.
- Cardon, J. H. & Hendel, I. (2001), ‘Asymmetric information in health insurance : Evidence from the national medical expenditure survey’, *RAND Journal of Economics* **32(3)**, pp. 408–27.
- CAS (2006), *Personnes Agées Dépendantes : Batir le scénario du libre choix*, Centre d’Analyse Stratégique, La Documentation Française.
- Cawley, J. & Philipson, T. (1999), ‘An empirical examination of information barriers to trade in insurance’, *American Economic Review* **89(4)**, pp. 827–46.
- CBO (1999), *Projections on Expenditures for Long-Term Care Services for the Elderly*, Congressional Budget Office ; Government Printing Office, Washington DC.
- CBO (2004), *Financing Long Term Care for the Elderly*, Congressional Budget Office ; Government Printing Office, Washington DC.
- CdC (2005), ‘Les personnes âgées dépendantes’, *Cour des Comptes* .
- Chassagnon, A. & Villeuneuve, B. (2005), ‘Optimal risk-sharing under adverse selection and subjective risk perception’, *Canadian Journal of Economics* **38(3)**, pp.955–78.
- Chauvel, L. (1998), *Le destin des générations*, PUF.
- Chen, Y.-P. (2001), ‘Funding long-term care in the united states : the role of private insurance’, *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice* **26**, pp.656–66.

- Chiappori, P.-A. (1996), *Risque et assurance*, Dominos, Flammarion, Paris.
- Chiappori, P.-A. (2000), ‘Econometric models of insurance under asymmetric information’, *Handbook of Insurance (Georges Dionne, ed.) London Kluwer Academic* pp. 365–93.
- Chiappori, P.-A. & Salanié, B. (2000), ‘Testing for asymmetric information in insurance markets’, *Journal of Political Economy* **108(1)**, pp.56–78.
- Chiappori, P.-A., Salanié, B., Julien, B. & Salanié, F. (n.d.), ‘Asymmetric information in insurance : General testable implications’, *RAND Journal of Economics (forthcoming)* .
- Cochrane, J. (1995), ‘Time consistent health insurance’, *Journal of Political Economy* **103(3)**, 445–73.
- Cohen, M. (2003), ‘Private long term care insurance : A look ahead’, *Journal of Ageing and Health* **15(1)**, 74–98.
- Collin, C. & Coutton, V. (2000), ‘Le nombre de personnes âgées dépendantes’, *DREES, Etudes et Résultats n 94* .
- Cook, P. & Graham, D. (1977), ‘The demand for insurance and protection : the case of irreplaceable commodities’, *Quarterly Journal of Economics* **91**, 143–156.
- Costa, D. & Steckel, R. (2001), ‘Long term trends in health, welfare, and economic growth’, *Health and Welfare During Industrialization, University of Chicago Press* .
- Costa-Font, J. & Rivera-Forns, J. (2008), ‘Who is willing to pay for long term care insurance in catalonia?’, *Health Policy* **86**, 72–84.
- Couffinal, A. (1999), *Concurrence en assurance santé : entre efficacité et sélection*, thèse de doctorat, Université Paris Dauphine.
- Courbage, C. & Roudaut, N. (2007), ‘La demande d’assurance dépendance, une analyse empirique pour la france’, *document de travail* .
- Courbage, C. & Roudaut, N. (2008), ‘Empirical evidence on long-term care insurance purchase in france’, *The Geneva Papers* **33**, 645–658.
- CSA (2006), ‘Attitudes et comportements face au risque dépendance’, *FFSA* .
- Cutler, D. (1993), ‘Why doesn’t the market fully insure long term care?’, *NBER Working Paper n 4301*.

- Cutler, D. (2001), 'Declining disability among the elderly', *Health Affairs* **November/Décembre**.
- Cutler, D. (2002), "Health care and the public sector" in : Auerbach, Alan, Feldstein, Martins (Eds.), *Handbook of Public Economics*, Elsevier.
- Cutler, D. & Wise, D. (forthcoming), *The Causes and Consequences of Declining Disability Among the Elderly*, NBER sous la direction de David Cutler et David Wise.
- Cutler, D. & Zeckhauser, R. (2000), 'The anatomy of health insurance', in Anthony J. Cuyler and Joseph Newhouse, eds., *Handbook of health economics. Vol. 1A. Amsterdam : Elsevier Science NorthHolland* **November/Décembre**, 249–62.
- Dahlby, B. & West, D. S. (1986), 'Price dispersion in an automobile insurance market', *Journal of Political Economy* **94**, 418–438.
- de Meza, D. & Webb, D. (2001), 'Advantageous selection in insurance markets', *RAND Journal of Economics* **32(2)**, 249–62.
- Debout, C. & Lo, S.-H. (2009), 'L allocation personnalisée d autonomie et la prestation de compensation du handicap au 31 décembre 2008', *DREES, Etudes et Résultats n 690* .
- Decoster, B. (2005), 'Les principales caractéristiques des contrats dépendance', *FFSA* .
- Decoster, B. (2006), 'Les contrats d'assurance dépendance en 2005', *FFSA* .
- Denuit, M. & Charpentier, A. (2004), *Mathématiques de l'assurance non-vie*, Economica.
- Dick, A., Garber, A. & MaCurdy, T. (1994), *Forecasting nursing home utilization of elderly Americans In : Studies in the Economics of Aging*, David Wise (ed.).
- Dionne, G., Gourieroux, C. & Vanasse, C. (2001), 'Testing for evidence of adverse selection in the automobile insurance market : A comment', *Journal of Political Economy* **109(2)**.
- Duée, M. & Rebillard, C. (2004a), 'La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme', *Direction des Etudes et Synthèses Economiques INSEE G 2004/02*.
- Duée, M. & Rebillard, C. (2004b), 'La dépendance des personnes âgées : une projection en 2040', *INSEE, Données sociales - La société française* .
- Duée, M. & Rebillard, C. (2004c), 'La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme', *Document de Travail G 2004/02, INSEE, Direction des Etudes et Synthèses Economiques* .

- Eeckhoudt, L. & Doherty, N. (1995), ‘Espérance d’utilité et théorie duale de yaari : implication pour la demande d’assurance’, *Revue économique* **46(3)**, 933–938.
- Eeckhoudt, L. & Gollier, C. (1992), *Les risques financiers : évaluation, gestion, partage*, Ediscience International.
- Eeckhoudt, L., Gollier, C. & Schlesinger, H. (2005), *Economic and Financial Decisions under Risk*, Princeton University Press.
- Eeckhoudt, L. & Schlessinger, H. (2006), ‘Putting risk in its proper place’, *American Economic Review* **96(1)**, 280–289.
- Ennuyer, B. (2006), *Repenser le maintien à domicile : Enjeux, acteurs, organisation*, Dunod.
- Espagnol, P. (2008), ‘L allocation personnalisée d autonomie et la prestation de compensation du handicap au 31 décembre 2007’, *DREES, Etudes et Résultats n 666*.
- Evans, W. N. & Viscusi, W. K. (1990), ‘Utility functions that depend on health status : Estimates and economic implications’, *American Economic Review* **80**, 353–374.
- Ewald, F. (1986), *L’Etat Providence*, Grasset.
- E. Yaari, M. (1965), ‘Uncertain lifetime, life insurance, and the theory of the consumer’, *Review of Economics Studies* **32**, 137–50.
- Fama, E. F. & French, K. R. (2002), ‘The equity premium’, *Journal of Finance* **LVII(2)**, 637–659.
- Finkelstein, A. & Brown, J. (2007), ‘Why is the market for long-term care insurance so small?’, *Journal of Public Economics* **91**, 1967–1991.
- Finkelstein, A. & Garry, K. M. (2003), ‘Private information and its effect on market equilibrium : Evidence from long term care insurance’, *Working Paper NBER* **9957**.
- Finkelstein, A. & Garry, K. M. (2006), ‘Multiple dimensions of private information : evidence from the long term care insurance market’, *American Economic Review* **September 96(4)**, 938–58.
- Finkelstein, A., Garry, K. M. & Sufi, A. (2005a), ‘Dynamic inefficiencies in insurance markets : Evidence from long term care insurance’, *American Economic Review : Papers and Proceedings* **95**, 224–28.

- Finkelstein, A., Garry, K. M. & Sufi, A. (2005*b*), 'Dynamic inefficiencies in insurance markets : Evidence from long term care insurance', *Working Paper NBER* **11039**.
- Finkelstein, A. & Poterba, J. (2002), 'Selection effects in the united kingdom individual annuities market', *Economic Journal* **112(476)**, 224–28.
- Finkelstein, A. & Poterba, J. (2004), 'Adverse selection in insurance markets : Policyholder evidence from th uk annuity market', *Journal of Political Economy* **112(1)**, 183–208.
- Finkelstein, A. & Poterba, J. (2006), 'Testing for adverse selection with "unused observables"', *Working Paper NBER* **12112**.
- Fisher, S. (1973), 'A life cycle model of life insurance purchases', *International Economic Review* **14**, 132–152.
- Fitzgerald, J. M. (1989), 'The taste for bequests and well-being of widows : A model of life insurance deamnd by married couples', *The review of Economics and Statistics* **71**, 206–14.
- Friedberg, L. & Webb, A. (2006), 'Life is cheap : using mortality bonds to hedge aggregate mortality risk', *NBER Working Paper* **11984**.
- Fries (1980), 'Aging, natural death, and the compression of the morbidity', *New England Journal of Medecine* **61 nr3**.
- Froot, K. (1999), *The Financing of Catastrophe Risk (introduction)*, University of Chicago Press.
- Gan, L., Hurd, M. & McFadden, D. (2005), 'Individual subjective survival curves', *David Wise ed., Analysis in economics of aging. Chicago : University of Chicago Press* pp. 377–411.
- Geoffard, P.-Y. (2000), 'Assurance maladie : la gestion du risque long', *Revue d'Economie Politique* **110(4)**, 457–482.
- Gisserot, H. (2007), *Perspectives financières de la dépendance à l'horizon 2025 : prévisions et marge de choix*, Mission confiée à Hélène Gisserot, Procureur Général Honoraire auprès de la Cour des Comptes.
- Godard, O., Henry, C., Lagadec, P. & Michel-Kerjan, E. (2002), *Traité des nouveaux risques*, Gallimard.

- Gollier, C. (1992), 'Economic theory of risk exchange : A review', *In Dionne G (eds) Contributions to Insurance Economics* .
- Gollier, C. (1999), *The economics of risk and time*, MIT Press.
- Hakansson, N. H. (1969), 'Optimal investment and consumption strategies under risk, an uncertain life-time, and insurance', *International Economic Review* **10**, 443–466.
- Hamermesh, D. S. (1985), 'Expectations, life expectancy, and economic behavior', *Quarterly Journal of Economics* **100(2)**, 389–408.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton.
- HCAAM (2005), *Rapport 2005 du Haut Conseil pour l Avenir de l Assurance Maladie*, Rapport du Conseil d'Analyse Economique.
- Hendel, I. & Lizzeri, A. (2003), 'The role of commitment in dynamic contracts : evidence from life insurance', *Quarterly Journal of Economics* pp. 299–327.
- Henriet, D. & Michel-Kerjan, E. (2006), *Optimal Risk-Sharing under Dual Asymmetry of both Information and Market Power*, Working Paper.
- Henriet, D. & Rochet, J.-C. (1991), *Microéconomie de l'assurance*, Economica.
- Hershey, J., Kunreuther, H., Schwartz, J. S. & Sankey, W. (1984), 'Health insurance under competition : Would people choose what is expected?', *Inquiry* **21**, 349–360.
- HIAA (2000a), *LTC Insurance in 1997-1998*, Health Insurance Association of America.
- HIAA (2000b), *Who buys LTC Insurance in 2000? Decade study of buyers and non buyers*, Health Insurance Association of America.
- Hubbard, R. G., Skinner, J. & Zeldes, S. P. (1995), 'Precautionary savings and social insurance', *Journal of Political Economy* **103**, 360–399.
- Hurd, M. & McGarry, K. (1995), 'Evaluation of the subjective probability of survival in the health and retirement survey', *Journal of Human Resources* **30(5)**, 268–92.
- Hurd, M. & McGarry, K. (2002), 'The predictive validity of subjective probabilities of survival', *Economic Journal* **112(482)**, 966–85.
- Jacobs, B. & Weissert, W. G. (1986), 'Catastrophic costs of long-term care', *Journal of Policy Analysis and Management* **5**, 378–383.



- Julien, B., Salanié, F. & Salanié, B. (2002), 'Screening risk averse agents under moral hazard', *Unpublished Paper* .
- Kahneman, D. & Tversky, A. (1979), 'Prospect theory : An analysis of decision under risk', *Econometrica* **47**, 263–291.
- Karlsson, M. (2002), 'Comparative analysis of long-term care systems in four countries', *International Institute for Applied Systems Analysis Schlossplatz* .
- Kessler, D. (2007), 'L'énigme de l'assurance dépendance', *Risques* **70**, 60–65.
- Kimball, M. S. (1990), 'Precautionary savings in the small and in the large', *Econometrica* **58**, 53–73.
- Kotlikoff, L. J. (1989), "*Health Expenditures and Precautionary Savings*" in *What Determines Savings ?*, MIT Press : Cambridge, MA.
- Koufopoulos, K. (2005), 'Asymmetric information, heterogeneity in risk perceptions, and insurance : An explanation to a puzzle', *Unpublished Paper* .
- Kunreuther, H. (1978), *Disaster Insurance Protection : Public Policy Lessons*, New York : Wiley.
- Lafortune, G. & Balestat, G. (2007), 'Trends in severe disability among elderly people : assessing the evidence in 12 oecd countries and the future implications', *OECD Health Working Paper* **26**.
- Lakdawalla, D., Bhattacharya, J. & Goldman, D. (2004), 'Are the young becoming more disabled?', *Health Affairs* **23(1)**, 168–176.
- Lakdawalla, D. & Philipson, T. (2002), 'The rise of old-age longevity and the market for long-term care', *American Economic Review* **92(1)**, 168–176295–306.
- Lardic, S. & Mignon, V. (2002), *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, Economica.
- Lebeauvin, A. & Nortier, F. (1996), 'Les personnes âgées dépendantes : situation actuelle et perspectives d'avenir', *Données sociales, INSEE* .
- Legal, R. (2008), *Les déterminants de la demande individuelle de couverture complémentaire santé en France*, thèse de doctorat, Université Paris Dauphine.

- Lewis, S., Wilkin, J. & Merlis, M. (2003), 'Regulation of private long-term care insurance : Implementation experience and key issues', *Menlo Park, CA : Kaiser Family Foundation* **6073**.
- LIMRA (2002), *Individual Long-Term Care Insurance*, Life Insurance Marketing Research Association.
- Loones, A. (2005), 'Approche du coût de la dépendance des personnes âgées à domicile', *CRE-DOC* **221**, 32.
- Manton, K., Corder, L. & Stallard, E. (1997), 'Chronic disability trends in the elderly united states populations : 1982-1994', *Proceedings of the National Academy of Sciences* **94**, 2593–2598.
- Manton, K. & Gu, X. (2001), 'Changes in the prevalence of chronic disability in the united states black and nonblack population above age 65 from 1982 to 1999', *Proceedings of the National Academy of Sciences* **98**, 6354–6359.
- McCarthy, D. & Mitchell, O. (2003), 'International adverse selection in life insurance and annuities', *NBER Working paper* **9975**.
- Mehra, R. & Prescott, E. (1985), 'The equity premium : A puzzle', *Journal of Monetary Economics* **15**, 145–161.
- Meier, V. (1998), 'Long-term care insurance and life insurance demand', *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory* **23**, 49–61.
- Meier, V. (n.d.a), 'Altruism and the demand for long-term care insurance', *Working Paper University of Halle* .
- Meier, V. (n.d.b), 'On the demand for long-term care insurance', *Working Paper University of Halle* .
- Mellor, J. M. (2008), 'Long-term care and nursing home coverage : are adult children substitutes for insurance policies?', *Journal of Health Economics* **20**, 527–547.
- Memmi, A. (1979), *La dépendance*, Gallimard.
- MetLife (2002), *MetLife Market Survey of Nursing Home and Home Care Costs 2002*, MetLife Mature Market Institute.

- Mignon, V. (2008), *Econométrie : Théorie et applications*, Economica.
- Mitchell, O. S., Poterba, J. M., Warshawsky, M. & Brown, J. R. (1999), ‘New evidence on the money’s worth of individual annuities’, *American Economic Review* **89**, 1299–1318.
- Miyazaki, H. (1977), ‘The rate race and internal labour market’, *Bell Journal of Economics* **8**, 394–418.
- Mulvey, J. & Li, A. (2002), ‘Long-term care financing : options for the future’, *Benefits Quarterly, Second Quarter* pp. 7–14.
- Murtaugh, C., Kemper, P. & Spillman, B. (1995), ‘Risky business : Long term care insurance underwriting’, *Inquiry* **32(3)**, 143–56.
- Murtaugh, C., Kemper, P., Spillman, B. & Carlson, B. (1997), ‘Amount, distribution, and timing of lifetime nursing home use’, *Medical Care* **35(3)**, 204–18.
- Murtaugh, C., Spillman, B. & Warshawsky, M. (2001), ‘In sickness and in health : an annuity approach to financing long-term care retirement income’, *Journal of Risk and Uncertainty* **68(2)**, 201–219.
- NAIC (2002a), ‘Executive summary of amendments to the long-term care insurance model regulation’, *National Association of Insurance Commissioners* .
- NAIC (2002b), ‘State survey of long-term care insurance rating practices and consumer disclosure amendments’, *National Association of Insurance Commissioners* .
- NCHS (2002), *Health, United States, 2002 with chartbook on trends in the health of Americans*, National Center for Health Statistics, Washington, DC : US Government Printing Office.
- Newhouse, J. (1968), *Pricing the Priceless : A Health Care Conundrum*, MIT Press, Cambridge MA.
- Norton, E. (2000), *Long-Term Care*, In *Handbook of Health Economics, vol.1, ch. 17*, Elsevier Science.
- Nouet, S. & Plisson, M. (2006), ‘Structuration du portefeuille dépendance de l’assureur’, *Risques* **67**.
- Nouet, S. & Plisson, M. (2007), ‘L’assurabilité de la garantie indemnitaire du risque dépendance’, *Risques* **71**.

- OECD (2005), *Long Term Care for Older People*, OECD.
- Oster, E., Shoulson, I., Quaid, K. & Dorsey, E. R. (2009), ‘Genetic adverse selection : Evidence from long-term care insurance and huntington disease’, *NBER WP* **15326**.
- Pauly, M. V. (1968), ‘The economics of moral hazard : Comment’, *American Economic Review* **58**, 531–37.
- Pauly, M. V. (1989), ‘Optimal public subsidies of nursing home insurance in the united states’, *Geneva Papers on Risk and Insurance* **14**, 3–10.
- Pauly, M. V. (1990), ‘The rational nonpurchase of long-term care insurance’, *Journal of Political Economy* **98**, 153–168.
- Pauly, M. V., Kunreuther, H. & Hirth, R. (1995), ‘Guaranteed renewability in insurance’, *Journal of Risk and Uncertainty* **10(2)**, 143–56.
- Perben, M. (2006), ‘L’allocation personnalisée d’autonomie au 31 décembre 2005’, *Etudes et Résultats, DREES* **477**.
- Pestieau, P., Jousten, A., Lipszyc, B. & Marchand, M. (2003), ‘Long-term care insurance and optimal taxation for altruistic children’, *mimeo* .
- Pestieau, P. & Sato, M. (2008), ‘Long-term care : the state, the market and the family’, *Economica* **75**, 435–454.
- Plisson, M. (2003), ‘Dépendance : le nécessaire équilibre public-privée’, *Risques* **55**.
- Plisson, M. (2009), ‘Le marché de l’assurance dépendance’, *78* .
- Plisson, M. & Legal, R. (2008), ‘Assurance dépendance, effets de sélection et antisélection’, *Journées des Economistes de la Santé Français 4 et 5 décembre 2008* .
- Rey, B. (2003), ‘A note on optimal insurance in the presence of non pecuniary background risk’, *Theory and Decision* **54**, 73–83.
- Robine, J.-M. & Mormiche, P. (1993), ‘L’espérance de vie sans incapacité augmente’, *Insee Première* **281**.
- Robinson, J. (1996), ‘A long-term care status transition model’, *Presented at Bowles Symposium on the Old-Age Crisis : Actuarial Opportunities, Georgia State University, September 26-27* .

- Rochet, J.-C. (1998), 'Assurabilité et financement des risques', *Encyclopédie de l'assurance*, Ewald Lorenzi .
- Rothschild, M. & Stiglitz, J. (1976), 'Equilibrium in competitive insurance markets : an essay on the economics of imperfect information', *The Quarterly Journal of Economics* **90(4)**, 629–649.
- Salanié, B. (1998), *Microéconomie : les défaillances de marché*, Economica, coll. "Economie et statistiques avancées".
- Schlesinger, H. (2000), *The Theory of Insurance Demand in Handbook of insurance economics (sous la direction de Georges Dionne)*, Kluwer Academic Publisher.
- Shavell, S. (1978), "*Theoretical Issues in Medical Malpractice*" in : *The Economics of Medical Malpractice*, S. Rottenberd (Ed.), American Enterprise Institute for Public Policy Research, Washington, DC.
- Sloan, F. A., Hoerger, T. J. & Picone, G. A. (1996), 'Public subsidies, private provision of care and living arrangements of the elderly', *The Review of Economics and Statistics* **78(3)**, 428–440.
- Sloan, F. A. & Norton, E. C. (1997), 'Adverse selection, bequests, crowding out, and private demand for insurance : Evidence from the long-term care insurance market', *Journal of Risk and Uncertainty* **15**, 201–219.
- Smith, K. V., Taylor, D. H. & Sloan, F. A. (2001), 'Longevity expectations and death : Can people predict their own demise?', *American Economic Review* **91(4)**, 1126–34.
- SocietyofActuaries (2002), *Long-term care experience committee intercompany study 1984-1999*, Schaumburg, IL : Society of Actuaries.
- Spence, M. (1978), 'Product differentiation and performance in insurance markets', *Journal of Public Economics* **10**, 427–447.
- Stiglitz, J. & Weiss, A. (1981), 'Credit rationing in markets with imperfect information', *American Economic Review* **71(3)**, 393–410.
- Taleyson, L. (2003a), "*La dépendance*" in *La Réassurance : approche technique*, sous la dir. de Jacques Blondeau et Christian Partrat, Economica.

- Taleyson, L. (2003b), 'Private long-term care insurance - international comparisons', *The Geneva Association, Health and Ageing* **8**, 8–11.
- USCongress (2000), 'Green book 2000 : Background material on programs under the jurisdiction of the committee on ways and means', *GPO, Washington DC* .
- Vasselle, A. (2008), *Rapport d'étape sur la prise en charge de la dépendance et la création du cinquième risque*, Sénat.
- Villeneuve, B. (2000), 'The consequences for a monopolistic insurer of evaluating risk better than customers : The adverse selection hypothesis reversed', *Geneva Papers on Risk and Insurance Theory* **25**, 65–79.
- Villeneuve, B. (2003), 'Concurrence et antisélection multidimensionnelle en assurance', *Annales d'Economie et de Statistique* **69**, 119–142.
- Wanless, S. D. (2006), *Securing good care for older people, Taking a long term view*, King's Fund.
- Weber, A. (2006), 'L'apa, trois ans après sa création', *INSEE Données sociales* .
- WeissRating (2002), *Weiss ratings' consumer guide to LTC insurance*, Jupiter, FL : Weiss Ratings, Inc.
- Wiener, J., Illston, L. H. & Hanley, R. (1994), 'Sharing the burden : Strategies for public and private long-term care insurance', *The Brookings Institution* **8(1)**, 57–99.
- Wiener, J., Tilly, J. & Goldenson, S. (2000), 'Federal and state initiatives to jump start the market for private long-term care insurance', *Elder Law Journal* **8(1)**, 57–99.
- Wilson, C. (1977), 'A model of insurance market with incomplete information', *Journal of Economic Theory* **16(2)**, 167–207.
- Wood (1980), *International classification of impairments, diseases and handicaps*, World Health Organization.
- Yaari, M. (1987), 'The dual theory of choice under risk', *Econometrica* **55**, 95–115.
- Zeckhauser, R. (1970), 'Medical insurance : A case study of the tradeoff between risk spreading and appropriate incentives', *Journal of Economic Theory* **2**, 10–26.

Zweifel, P. & Struve, W. (1996), 'Long term insurance and trust saving in a two-generation model', in : Roland Eisen and Franck A. Sloan, *Long-Term Care : Economic Issues and Policy Solutions*, Kluwer Academic Publisher pp. 225–250.

Zweifel, P. & Struve, W. (1998), 'Long term insurance in a two-generation model', *The Journal of Risk and Insurance* **65**, No 1, 13–32.

# Chapitre 9

## Annexes

### 9.1 Annexe du chapitre 2

#### 9.1.1 Les différentes mesures de la dépendance

##### L'enquête Handicaps-Incapacités-Dépendance

Cette enquête réalisée par l'INSEE a débuté en octobre 1998 et s'est terminée fin 2001. Elle s'intéresse de manière générale aux conséquences des problèmes de santé dans la vie des personnes et ceci quelque soit leur âge. Nous retiendrons pour notre étude les agrégats portant sur les personnes de plus de 60 ans. Dans un premier temps, l'enquête HID s'est déroulée auprès des personnes en institutions. En 1998, près de 15 000 membres de collectivités, telles que les établissements pour personnes âgées, les établissements pour enfants et adolescents handicapés, les établissements pour adultes handicapés ainsi que les institutions psychiatriques ont été interrogés sur ce sujet. Dans un second temps, l'enquête a élargi son panel afin de porter sur une population qui n'était pas *a priori* plus propice à la dépendance. Le recensement de 1999 a ensuite permis de soumettre un questionnaire à près de 360 000 personnes vivant en domicile ordinaire, à la suite de quoi 20 000 d'entre elles ont reçu la visite d'un enquêteur fin 1999. Un second entretien a eu lieu avec les mêmes personnes deux ans plus tard. L'enquête n'a donc pris fin qu'en 2001. Le fait de croiser des enquêtes effectuées par le personnel soignant et des enquêtes opérées dans le cadre du recensement présente l'avantage de croiser deux sources



d'informations bien distinctes. Cette approche contribue à faire de l'enquête HID une source statistique fiable.

Une des caractéristiques de l'enquête est de porter sur l'interrogation des personnes ou de leurs aidants et non des équipes médicales ou médico-sociales en charge de celles-ci. L'intérêt de réaliser l'enquête par des personnes complètement extérieures à l'institution est d'éviter que les relations *intuitu personnae* entre personnes dépendantes et équipes médicales en charge de les suivre ne biaisent la réalité des situations. Dans le cadre de la première vague d'enquêtes réalisée en 1998 en institutions spécialisées, 38% des entretiens ont eu la personne âgée comme seul répondant et 36% en compagnie d'un tiers qui était le plus souvent un membre du personnel soignant. Dans les 26% restants, c'est un tiers qui a entièrement répondu à l'enquête. Ce tiers était les deux tiers du temps un membre du personnel soignant. Dans le cadre des enquêtes à domicile, 82% des entretiens avec des personnes âgées de 60 ans et plus ont été réalisés avec la personne âgée comme seul répondant. Dans 9% des cas l'entretien s'est déroulé avec l'assistance d'un tiers et dans les 9% restants c'est un tiers qui a entièrement répondu à l'enquête. Les indications sur les conditions de réalisation de l'enquête nous permettent d'accorder un certain crédit aux résultats obtenus. Il n'existe pas d'enquêtes sans biais statistiques mais celle-ci a tenté, autant que faire se peut, de les atténuer. L'intérêt de cette enquête lancée par l'INSEE réside avant tout dans le nombre de personnes interrogées et se distingue par son souci d'objectivité. En outre, la population étudiée est "brute". Elle n'a pas été sélectionnée par une compagnie d'assurance en fonction de son revenu ou en fonction de son niveau de santé. L'ambition de l'enquête HID était justement de prendre en compte ces personnes dépendantes qui se trouvaient, pour des raisons diverses, exclues des polices d'assurance dépendance.

### **La grille Colvez**

Le docteur Colvez a été un des premiers professionnels de santé à fournir un classement permettant de quantifier les différents degrés de dépendance. Cette grille, simple et relativement ancienne, étudie essentiellement la perte de mobilité physique. Pour cela elle classe les personnes en quatre groupes :

- Niveau 1 : personnes confinées au lit ou au fauteuil.

- Niveau 2 : personnes non confinées au lit ou au fauteuil mais ayant besoin d'aide pour la toilette et l'habillage.
- Niveau 3 : personnes ayant besoin d'aide pour sortir de leur domicile ou de l'institution où elles sont hébergées, mais n'appartenant pas au niveau 1 et 2.
- Niveau 4 : autres personnes considérées comme non dépendantes.

**Les résultats fournis par la grille Colvez** Le docteur Colvez a été l'un des premiers professionnels de santé à fournir un classement permettant de quantifier les différents degrés de dépendance.

L'application de ces quatre niveaux à la dernière enquête HID a donné les résultats présentés dans le tableau ci- dessous.

Répartition de la population dépendante selon la grille Colvez (source INSEE, Enquêtes HID 90 et 99)

	A domicile	En établissements pour personnes âgées (1)	Dans les autres établissements (2)	Ensemble
Niveau 1 (confiné au lit ou au fauteuil)	105 000	118 000	2000	225 000
Niveau 2 (besoin d'aide pour la toilette et l'habillage)	300 000	99 000	4000	403 000
Total dépendance lourde	405 000	217 000	6000	628 000
Niveau 3 (besoin d'aide pour sortir)	648 000	135 000	6000	789 000
Total dépendance	1 053 000	352 000	12000	1 417 000
Niveau 4 (non dépendant)	10 509 000	111 000	4000	10 624 000
Niveau de dépendance inconnu (3)	24 000	17 000	2000	43 000
Ensemble des 60 ans et plus (4)	11 586 000	480 000	18 000	12 084 000

1. Maisons de retraite (publiques ou privées, avec ou sans section de cure médicale) et services de longue durée des hôpitaux. Les logements-foyers sont considérés comme des logements autonomes, sans que l'on puisse les isoler.

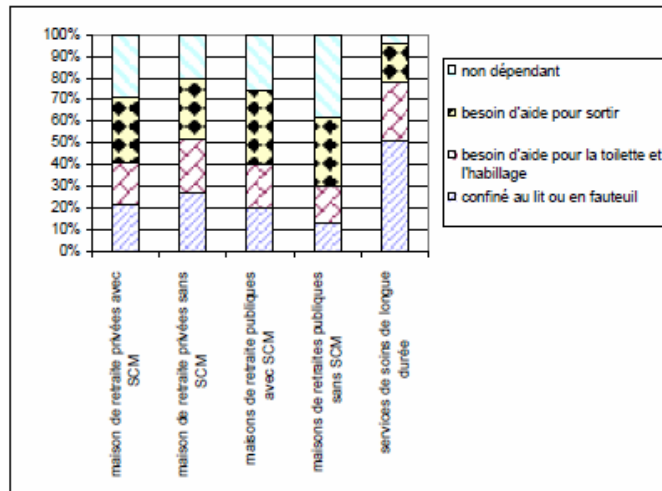
2. Etablissements pour adultes handicapés, établissements psychiatriques.

3. Individus n'ayant pas répondu à la partie du questionnaire sur les incapacités.

4. La population des 60 ans et plus (12 084 000) dans HID est mesurée à partir de l'âge en années révolues, et diffère de celle du recensement de 1999 (12 458 000) calculée à partir de l'âge atteint dans l'année.

Source : INSEE, enquêtes HID 1998 et 1999, résultats obtenus en 2001.

Le Graphique 9.1.1 nous permet de mieux comprendre comment cette population se répartit entre les différents établissements pour personnes âgées. On n'observe pas de grandes disparités dans la répartition de cette population hormis le fait que la part des personnes confinées au lit ou fauteuil est singulièrement plus importante dans les services de soins de longue durée, ce qui est peu surprenant.



Source INSEE, enquête HID 1998-2001.

Répartition des résidents selon leur degré de dépendance physique. Source :

INSEE, enquête HID 1998-2001

Les personnes en dépendance lourde (Niveau 1 et 2 de Colvez) représentent 5,2% des personnes âgées de plus de 60 ans. Le taux reste donc relativement faible, même si la prévalence est fortement corrélée à l'âge. Les deux tiers de ces personnes en situation de dépendance lourde sont des femmes. Cette disparité en fonction du sexe s'explique principalement du fait que les femmes sont plus nombreuses aux âges élevés. Pour preuve, 46 % de cette population fortement dépendante a plus de 85 ans. Au sein de cette population en dépendance lourde (Niveaux 1 et 2 de Colvez), 225 000 personnes appartiennent au Niveau 1 de la grille de Colvez. Il s'agit là du degré le plus lourd de la dépendance physique. Cette population représente fort heureusement moins de 2% de la population des plus de 60 ans. Elle est composée à 75% de femmes et à 57% de personnes âgées de plus de 85 ans. La grille Colvez présente néanmoins un handicap dans la

mesure où elle retient comme critère du niveau 2 le besoin d'aide pour la toilette et l'habillement. Si on retient une délimitation plus extensive du Niveau 2 de la grille Colvez, retenant soit le besoin d'aide pour l'habillement, soit le besoin d'aide pour la toilette, le Niveau 2 de la grille Colvez s'apprécie de 375 000 personnes supplémentaires. Le nombre de personnes en situation de dépendance lourde (Niveaux 1 et 2 de la grille Colvez) serait alors proche du million. Cette population fortement dépendante est composée à 66% de femmes et une sur quatre a 85 ans et plus. Cette population dépendante élargie représente 8% des 60 ans et plus. 80% des résidents en services de soins longue durée des hôpitaux sont très lourdement dépendants, ce qui n'a rien de très surprenant. Cette grille présente néanmoins des limites.

Les niveaux 1 et 2 correspondent à la dépendance lourde. D'après la dernière enquête HID achevée en 2001, 628 000 personnes âgées de 60 ans et plus sont confinées au lit ou en fauteuil ou aidées pour la toilette et l'habillement. 217 000 d'entre elles résident en établissement pour personnes âgées. Ces établissements comprennent les maisons de retraite ainsi que les services de soins de longue durée des hôpitaux. A noter que 3,6% de la population âgée hébergée n'a pas répondu à la partie du questionnaire portant sur les incapacités. Cette carence reste donc marginale d'autant plus qu'il est néanmoins possible de connaître leur situation face à la dépendance par d'autres méthodes. Il est curieux de constater que le taux de non réponse est bien supérieur pour les personnes en établissements pourtant encadrées par des équipes médico-sociales par rapport aux personnes vivant à domicile souvent laissées à elles-mêmes. D'autre part, les personnes ayant refusé de répondre sont en général plus jeunes que les répondants. Ce taux de non-réponse pour les personnes résidant en établissement s'explique donc peut-être par une difficulté à accepter ce statut de dépendant. L'autre partie des personnes en situation de dépendance lourde réside donc à domicile. Cette population représente 405 000 personnes. A noter que les logements-foyers sont considérés par l'INSEE comme des logements individuels, alors qu'ils bénéficient malgré tout d'infrastructures communes.

**Les limites de la grille Colvez** Si elle a permis une première évaluation de la population dépendante au début des années 1990, la grille Colvez présente cependant une limite. Elle se concentre exclusivement sur la dépendance physique ce qui, à une époque où la maladie d'Alzheimer fait rage, peut apparaître comme anachronique. Pour pallier cette limite, un indicateur

croisant la grille Colvez avec un indicateur de dépendance psychique a été construit pour les enquêtes du SESI (ancien service statistique du ministère de l'Emploi et de la Solidarité remplacé maintenant par la DRESS) relatives à la clientèle des établissements d'hébergement pour personnes âgées. Cet indicateur, appelé EHPA, prend ainsi en compte la dimension psychique de la dépendance. Il a été repris dans le cadre de l'enquête HID. Le croisement des quatre groupes de Colvez sur la dépendance physique avec les deux groupes définis selon l'existence ou non de troubles du comportement ou de désorientation dans l'espace et dans le temps permet de répartir les personnes âgées en huit groupes qui conjuguent les deux approches de la dépendance (physique et psychique).

### **La grille AGGIR**

C'est entre autres pour pallier les insuffisances de la grille Colvez que l'on a élaboré la grille AGGIR. Celle-ci ne prétend plus évaluer de manière graduée la dépendance mais construit des groupes d'iso-ressources, autrement dit des groupes où les ressources des individus sont les mêmes, qu'elles soient de nature physique ou psychique. Contrairement à la grille Colvez, ces groupes d'iso-ressources peuvent présenter une grande disparité de situations mais sont censés correspondre à un même degré de dépendance. AGGIR apparaît alors comme un outil multidimensionnel de mesure de l'autonomie à travers l'observation des activités qu'effectue seule la personne âgée. Cet outil comprend 10 variables discriminantes. La grille AGGIR représente un intérêt tout particulier dans la mesure où c'est elle qui a été retenue comme grille nationale d'évaluation de la dépendance. La loi du 24 janvier 1997 prévoit en effet que cette grille déterminera la Prestation Spécifique Dépendance (PSD), remplacée maintenant par l'APA depuis janvier 2002. L'application de cette grille aux données recueillies lors de l'enquête HID permet la construction du tableau ci dessous.

Nombre de personnes âgées dépendante selon l'outil AGGIR

	A domicile	En établissements pour personnes âgées (1)	Dans les autres établissements (2)	Ensemble
Equivalent- GIR 1	22 000	46 000	1 000	69 000
Equivalent-GIR 2	133 000	125 000	4 000	262 000
Equivalent-GIR 3	137 000	62 000	2 000	201 000
GIR 1 à 3	292 000	233 000	7 000	532 000
Equivalent-GIR 4	232 000	31 000	1 000	264 000
GIR 1 à 4	524 000	264 000	8 000	796 000
Equivalent-GIR 5	346 000	43 000	1 000	390 000
Equivalent-GIR 6	10 692 000	156 000	7 000	10 855 000
Equivalent-GIR inconnu (3)	24 000	17 000	4 000	43 000
Ensemble des 60 ans et plus (4)	11 586 000	480 000	18 000	12 084 000

1. Maisons de retraite (publiques ou privées, avec ou sans section de cure médicale) et services de longue durée des hôpitaux. Les logements-foyers sont considérés comme des logements autonomes, sans que l'on puisse les isoler.

2. Etablissements pour adultes handicapés, établissements psychiatriques.

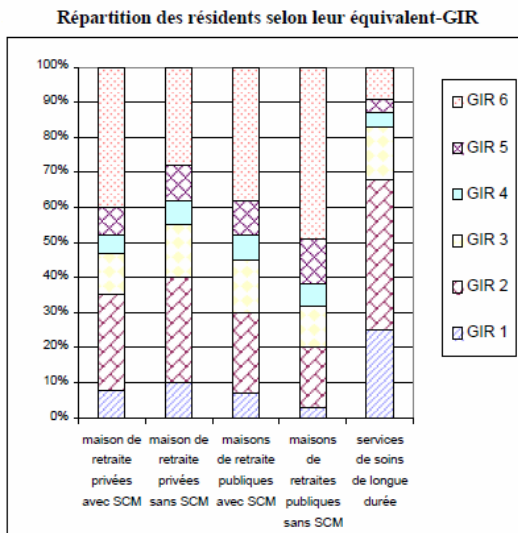
3. Individus n'ayant pas répondu à la partie du questionnaire sur les incapacités.

4. La population des 60 ans et plus (12 084 000) dans HID est mesurée à partir de l'âge en années révolues, et diffère de celle du recensement de 1999 (12 458 000) calculée à partir de l'âge atteint dans l'année.

Source : INSEE, enquêtes HID 1998, et 2001.

La grille AGGIR nous fournit des résultats quelque peu différents de la grille Colvez car elle propose une graduation plus fine. 800 00 personnes sont regroupées dans les groupes 1 à 4 qui représentent une dépendance lourde et 530 000 sont regroupées dans les groupes 1 à 3 qui représentent une dépendance très lourde. Cette analyse semble plus subtile que la grille Colvez car cette dernière proposait une estimation de la dépendance totale de 1 417 000 personnes dont 628 000 en dépendance lourde. Ce chiffre de 1 417 000 n'était pas très parlant car il représentait une population trop hétérogène pour être réellement représentative. La grille AGGIR permet donc de rendre compte de la dépendance de manière plus graduée. Cependant, cet outil présente

une forte sensibilité des évaluations pouvant conduire à inclure environ 160 000 personnes de plus en GIR 4. Nous avons rencontré le même problème avec la grille Colvez qui posait comme critère du groupe 2 le fait d'être dépendant pour faire sa toilette et son ménage. L'estimation des effectifs par groupe iso-ressources se révèle en effet sensible, essentiellement pour les personnes à domicile. Ainsi, 72 000 personnes classées en GIR 5 ou 6 peuvent être comptabilisées en GIR 4 si l'on considère, pour une seule des activités prises en compte dans la définition de la dépendance, que "faire sans aide" mais "avec de grandes difficultés" retrace une incapacité. De la même manière, 85 000 personnes supplémentaires peuvent être comptabilisées, non plus en GIR 5 ou 6, mais en GIR 4 si l'on interprète différemment non plus une mais deux variables. L'intégration dans ces deux groupes de "cas-limites" peut conduire à inclure 157 000 personnes de 60 ans et plus en GIR 4, soit deux tiers de plus que dans l'estimation initiale. L'analyse de la population dépendante peut encore être affinée si l'on distingue le cas de la dépendance en institution qui est dans la plupart des cas prise en charge de manière totale, de la dépendance à domicile, qui donne souvent lieu à une prise en charge partielle. Il est également possible d'affiner le traitement des données fournies par l'enquête HID par l'indicateur de Katz.



Source : INSEE, enquête HID 1998-2001.

La répartition des résidents selon leur équivalent GIR. Source : INSEE, enquête HID 1998-2001.

Il ressort donc de cette utilisation de la grille AGGIR que celle-ci, si elle présente des avancées non négligeables par rapport à la grille Colvez, ne nous fournit pas pour autant une évaluation indiscutable de la dépendance. De manière générale, l'évaluation de la population dépendante n'est pas chose facile, même si en dépit des différentes grilles utilisées, des convergences demeurent.

Force est de constater que la grille Colvez et la grille AGGIR fournissent une évaluation de la population en dépendance lourde qui est très proche. Elles sont aussi relativement identiques quant à la composition de cette population en dépendance lourde. Les deux grilles soulèvent dans des proportions équivalentes la sur représentation des femmes et des personnes âgées de plus de 85 ans en situation de dépendance lourde.

### **9.1.2 Le calcul de l'APA**

L'Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA) a été mis en place à partir du 1er Janvier 2002. Elle succède à la Prestation Spécifique Dépendance (PSD). Les personnes considérées comme dépendantes sont les personnes comprises dans les GIR 1 à 4. Le montant de l'APA dépend du revenu de la personne (R), de son groupe GIR et de son lieu de résidence.

#### **Le revenu pris en compte.**

Le revenu pris en compte est le revenu déclaré du ménage tel qu'il figure sur le dernier avis d'imposition. Il comprend aussi bien les revenus du travail que les revenus du patrimoine. Se pose alors la question du revenu à prendre en compte dans le cas d'un couple et d'une personne vivant seule.

Comme l'APA est une prestation individuelle, le revenu du ménage est divisé par 1,7 lorsque les deux membres du couple vivent conjointement à domicile et par 2 dans tous les autres cas.

#### **Le ticket modérateur.**

Le calcul du ticket modérateur tient compte :



- du revenu déclaré sur le dernier avis d'imposition ou de non-imposition,
- des revenus soumis au prélèvement libératoire en application de l'article 125 A du code général des impôts
- des revenus du conjoint, du concubin ou de la personne avec qui il a été conclu un pacte civil de solidarité pour l'année civile de référence
- des biens ou capitaux qui ne sont ni exploités ni placés, censés procurer aux intéressés un revenu annuel évalué à 50 % de leur valeur locative s'il s'agit d'immeubles bâtis, à 80 % de cette valeur s'il s'agit de terrains non bâtis et à 3 % des capitaux.

Le calcul du ticket modérateur ne tient pas compte :

- de la résidence principale lorsqu'elle est occupée par l'intéressé, son conjoint, son concubin ou la personne avec qui il a conclu un pacte civil de solidarité, ses enfants ou petits-enfants
- des rentes viagères constituées par la personne âgée elle-même ou par des membres de sa famille
- des aides financières apportées par les membres de la famille pour financer l'aide à la perte d'autonomie
- des prestations sociales en nature dues au titre de l'assurance maladie, maternité, invalidité ou de l'assurance accident du travail ou au titre de la couverture maladie universelle,
- des allocations de logement ainsi que l'aide personnalisée au logement
- de la prise en charge des frais funéraires (art. L. 435-1 du code de la sécurité sociale)
- du capital décès servi par un régime de sécurité sociale.

### **Barème de calcul du montant de l'APA.**

Le montant maximum du plan d'aide (A) attribuable est fixé par un barème arrêté au niveau national. Pour chaque groupe iso-ressource (GIR), il est calculé à partir du montant de la majoration pour tierce personne (S) de la sécurité sociale qui était au 1er Avril 2009 de 1029,10€/mois, en appliquant les formules ci-dessous :

- GIR 1 :  $A = S \times 1,19$  ;
- GIR 2 :  $A = S \times 1,02$  ;
- GIR 3 :  $A = S \times 0,765$  ;

- GIR 4 :  $A = S \times 0,51$ .

Sachant qu'au 1er Avril 2009, le montant de la majoration pour tierce personne est de 1029,10€/mois, les plans d'aide sont ainsi plafonnés, à cette date, à :

- GIR 1 :  $A = 1\,224,63\text{€}$ ;
- GIR 2 :  $A = 1\,049,68\text{€}$ ;
- GIR 3 :  $A = 787,26\text{€}$ ;
- GIR 4 :  $A = 524,84\text{€}$ .

Le montant de la majoration pour tierce personne, qui sert de base au calcul des plafonds du plan d'aide, est revalorisé chaque année dans le cadre du projet de loi de financement de la sécurité sociale (PLFSS). Toutefois, une clause de sauvegarde prévoit que la revalorisation du barème de l'APA ne peut être inférieure à l'évolution de l'indice des prix à la consommation (hors tabac).

**Le montant de l'APA** Il est égal au montant du plan d'aide effectivement utilisé par le bénéficiaire, diminué d'une participation éventuelle laissée à sa charge et calculée en fonction de ses ressources.

**La participation du bénéficiaire** Le ticket modérateur varie de la manière suivante :

- pour un revenu mensuel inférieur à 0,67 fois le montant de la majoration pour tierce personne (soit 689,50 €/mois au 1er Avril 2009), aucune participation n'est demandée;
- pour un revenu mensuel compris entre 0,67 et 2,67 fois le montant de la majoration pour tierce personne (c'est-à-dire compris entre 689,50€ et 2747,70€ au 1er Avril 2009), la participation varie progressivement de 0 % à 90 % du montant du plan d'aide. La participation notée P est précisément déterminée en appliquant la formule suivante :

A représente le montant du plan d'aide proposé ;

R représente le revenu mensuel du bénéficiaire ;

S représente le montant de la majoration pour tierce personne.

Pour information, le coefficient de 2, utilisé dans cette formule, est le résultat de la différence entre 2,67 et 0,67 ;

- Pour un revenu supérieur à 2,67 fois le montant de la majoration pour tierce personne (soit 2747,70€, au 1er Avril 2009), la participation du bénéficiaire est égale à 90 % du montant du plan d'aide proposé :

$$P = A \times 90\%$$

### **Le calcul de l'allocation**

Dans ces conditions, l'allocation versée au bénéficiaire (notée ici APA) est égale au montant du plan d'aide (A) diminué de la participation du bénéficiaire (P) :

$$APA = A - P.$$

Trois cas de figure peuvent se présenter :

- Le ticket modérateur P est nul si le revenu est inférieur ou égal à 0,67 fois le montant de la majoration pour tierce personne (soit 689,50 €/mois au 1er Avril 2009). On a donc dans ce cas  $APA = A$ .

- Si le revenu est compris entre 0,67 fois et 2,67 fois le montant de la majoration pour tierce personne (c'est-à-dire compris entre 689,50€ et 2747,70€ au 1er Avril 2009) le ticket modérateur varie progressivement entre 0% et 90% de l'aide maximum prévu par GIR (A).

- Si le revenu est supérieur à 2,67 fois le montant de la majoration pour tierce personne (2747,70€) le ticket modérateur est égal à 90% de l'aide maximum. On a donc  $APA = A - (A \times 90 \%)$ . Une personne en GIR 1 et percevant un revenu supérieur à 2747,70€ par mois reçoit au titre de l'APA 122,46€.

### **Modalités de versement**

Selon le décret paru au J.O. du 29 mars 2003, les Départements peuvent décider de verser l'APA non pas au bénéficiaire mais aux services d'aides à domicile ou aux établissements qui mettent en oeuvre le plan d'aide personnalisé défini.

En cas d'urgence, le Président du Conseil Général attribue une APA forfaitaire à titre provisoire. Généralement pour deux mois. Son montant, fixé par décret :

- à domicile à 612,32 € soit 50% de l'APA la plus élevée (2009)

- en maison de retraite à à 50 % du tarif dépendance de l'établissement applicable aux résidents classés dans les GIR 1 et 2.

Cette avance s'impute sur les montants de l'allocation qui sera versée ultérieurement.

L'APA est versée mensuellement au bénéficiaire ou aux professionnels prenant en charge son plan d'aide (décision du département).

La décision d'accorder l'APA mentionne

- le montant mensuel de l'allocation,
- le montant de la participation financière du bénéficiaire
- le montant du premier versement

En fonction du type de dépenses, une partie peut être versée selon une périodicité différente qui ne peut prendre en compte que des dépenses correspondant à quatre mensualités groupées au cours d'une même année.

Lorsqu'elle est versée directement à son bénéficiaire, l'allocation personnalisée d'autonomie est mandatée au plus tard le 10 du mois au titre duquel elle est versée.

Le premier versement intervient le mois qui suit celui de la décision d'attribution. Il comprend le versement de l'allocation personnalisée d'autonomie due à compter de la date du dépôt du dossier complet.

## **9.2 Annexe du chapitre 3**

### **9.2.1 Les critères de l'assurabilité**

#### **L'assurabilité juridique**

Nous pouvons identifier 3 critères qui rendent un risque assurable d'un point de vue juridique.

- Pour qu'un contrat d'assurance soit valide, la survenance d'un événement doit revêtir un caractère aléatoire ;
- le cadre juridique doit rester stable dans le temps ;
- le droit ne doit pas s'opposer à sa couverture.

## **Le caractère aléatoire de l'événement**

Le Code Civil stipule que le contrat d'assurance doit nécessairement porter sur un événement aléatoire. Cela signifie que l'on ne peut pas couvrir par un contrat d'assurance un événement qui surviendra de toute façon ou qui s'est déjà matérialisé. Un incendie en tant qu'événement peut être couvert par un contrat d'assurance alors que le décès ne le peut. En revanche la date du décès est aléatoire et peut donner lieu à un contrat d'assurance. Cette notion de risque déjà matérialisé revêt une importance toute particulière en assurance santé ou dépendance. La jurisprudence récente a ainsi consacré la possibilité à l'assureur de refuser sa garantie si la maladie existait au moment de la souscription même si cette maladie était inconnue de l'assuré. Dans l'assurance dépendance, la plupart des contrats prévoient en France un délai de carence de 3 ans en cas de maladie psychique.

Cette notion renvoie à celle de fait générateur. En matière de dépendance, il est difficile d'identifier le fait générateur du sinistre. Le fait de devenir dépendant est souvent la conséquence indirecte d'une maladie mais qui se conjugue également à l'âge. Une fracture du col du fémur n'a pas les mêmes effets à 20 ans qu'à 80. Lorsque le sinistre est survenu, l'assureur n'indemnise que si celui-ci survient pendant la période de couverture. Cependant, il existe plusieurs variantes dans la date de prise en compte du sinistre. L'assureur peut tout d'abord s'attacher à la notion de fait générateur. Il couvre le dommage si le fait générateur du sinistre intervient pendant la période du contrat. Dans ce cas une personne qui souffre de rhumatismes depuis 20 ans et qui décide de s'assurer contre la dépendance peut poser problème. Si avec l'âge ses rhumatismes la font tellement souffrir qu'elle devient dépendante, quid du fait générateur. Sera-t-il considéré comme antérieur à la période de couverture ?

L'assureur peut aussi couvrir un dommage si la manifestation du dommage à la victime intervient pendant la période du contrat même si le fait générateur est intervenu auparavant. C'est la notion de "occurrence basis".

Enfin, l'assureur peut combiner les deux notions précédentes et ne couvrir un dommage que si le fait générateur et la réclamation interviennent pendant la période de couverture du contrat. Ce type de contrat inclut souvent une clause dite de reprise du passé inconnu. L'assureur s'engage à indemniser les sinistres déclarés au cours de la période de couverture du contrat, y

compris pour les dommages survenus antérieurement. C'est la notion de "claims made".

## **L'évolution du cadre juridique dans le temps**

Il suffit de s'intéresser à l'histoire de l'assurance pour se rendre compte que le cadre juridique de l'assurance a considérablement évolué. François Ewald rappelle que l'assurance a longtemps été perçue comme immorale, notamment les assurances sur la vie (Ewald 1986). L'assurance de responsabilité étant perçue pour sa part comme source d'irresponsabilité de l'individu. Selon les détracteurs de l'époque "L'assurance pousse au crime". En ce qui concerne l'assurance dépendance, jusqu'il y a peu la prise en charge d'un parent dépendant incombait à l'enfant. S'assurer contre la dépendance aurait pu être perçu comme une incitation à l'ingratitude filiale, ce que l'on examinera plus en détail dans le chapitre 4.

Un autre aspect du cadre juridique susceptible de peser sur l'assurabilité du risque dépendance réside dans l'environnement réglementaire des établissements de soins. Si un assureur couvre les dépenses médicales dues à l'instant  $t$ , il est tout à fait probable qu'à l'instant  $t + 20$  l'opinion publique ait contraint le législateur à réglementer à la hausse l'équipement d'une maison de retraite. Si les obligations légales restent stables dans le temps, il est possible de prévoir avec une marge d'erreur acceptable l'évolution du coût de la dépendance en se basant sur l'évolution des salaires, des biens immobiliers et des biens alimentaires. En revanche, il est possible que dans 20 ans le taux d'encadrement des personnes dépendantes augmente soudainement. Si suite à une canicule particulièrement meurtrière une loi oblige toutes les maisons de retraite à s'équiper d'un système de climatisation perfectionné ou si elle impose que chaque patient doit bénéficier d'une infirmière personnalisée, on imagine l'impact sur le coût que cette évolution juridique peut entraîner. Il en va de même des évolutions médicales. Si un système de dépistage de la maladie d'Alzheimer est découvert, l'assureur sera peut-être contraint de le prendre en charge et de le proposer à ses clients.

## **L'assurabilité actuarielle**

Il est possible de la définir à l'aide de trois critères (Denuit & Charpentier 2004).

- la perte maximale possible ne doit pas être catastrophique au regard de la solvabilité de l'assureur. Nous verrons que plus le décalage temporel est important, plus le montant moyen de sinistre est susceptible de varier.
- le montant des pertes moyennes doit être quantifiable. Pour reprendre François Ewald "le risque est calculable [...] il faut que l'on puisse en évaluer la probabilité" (Ewald 1986). Là encore, le décalage temporel rend plus difficile l'estimation de la probabilité.
- les risques doivent être mutualisables. Ce qui est possible lorsqu'il n'y a pas de risque systémique sous-jacent.

Ces critères, s'ils sont respectés nous permettent de nous placer sous les hypothèses de la loi des grands nombres et du théorème central limite. Dans le cas contraire le risque est dit non assurable.

### **L'assurabilité économique**

- Il ne doit pas y avoir d'aléa moral ni d'antisélection.
- Il doit exister une demande et une offre qui se rencontrent sur un marché de l'assurance. Si les deux perceptions du risque sont différentes, il n'y a pas de prix d'équilibre.

Si ces deux derniers critères ne sont pas vérifiés, nous sommes en présence "d'imperfections du marché" (Rochet 1998). Les phénomènes d'aléa moral et d'anti sélection seront examinés dans un cadre à plusieurs périodes et plusieurs générations au chapitre 4.

Dans cette partie nous nous intéresserons surtout à l'offre d'assurance. Nous privilégierons donc l'étude de l'assurabilité actuarielle dans la mesure où c'est elle qui va déterminer l'offre d'assurance. Nous allons donc passer le risque dépendance au filtre de ces différents critères afin de déterminer son assurabilité.

#### **9.2.2 Calcul de la variance des coûts dans k années**

$$C_{i,t+k} = C_{t+k} * e^{\epsilon_i} \quad (9.1)$$

$C_{t+k}$  correspond au coût moyen des soins d'une prise en charge d'une personne dépendante en  $t + k$ . Il représente donc le risque agrégé.  $\epsilon_i$  correspond à la composante individuelle, par exemple le nombre de jours de soins qu'un individu  $i$  sollicitera en plus ou en moins par rapport à la durée moyenne.  $\epsilon_i$  est donc considéré comme proche de 0.

Afin d'étudier la variabilité du coût, il est naturel de passer au logarithme. Ainsi la variable en différence peut être interprétée en taux de croissance<sup>1</sup>. Le logarithme du coût pour un individu  $i$  peut s'écrire de la manière suivante :

$$\ln C_{i,t+k} = \ln [C_{t+k} * e^{\epsilon_i}]$$

On renomme alors les variables<sup>2</sup> et on obtient :

$$C_{i,t+k}^{\ln} = C_{t+k}^{\ln} + \epsilon_i \quad (9.2)$$

Si on s'intéresse au coût moyen dans  $k$  années pour un groupe de  $N$  individus on peut écrire :

$$C_{N, t+k} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N C_{i,t+k} \quad (9.3)$$

A l'aide de 9.3 et 9.1, le logarithme du coût moyen dans  $k$  années pour un groupe de  $N$  individus s'écrit :

$$\ln C_{N, t+k} = \ln \left( \frac{\sum_{i=1}^N C_{i,t+k}}{N} \right) = \ln \left( \frac{\sum_{i=1}^N (C_{t+k} * e^{\epsilon_i})}{N} \right)$$

---

<sup>1</sup> $\ln(C_{t+1}) - \ln(C_t) = \ln \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right) = \ln \left( 1 + \frac{C_{t+1}-C_t}{C_t} \right)$ .

Le taux de croissance d'une année sur l'autre est considéré comme faible. Comme  $\ln(1+x) \approx x$ , pour  $x$  proche de 0, on peut écrire  $\ln(C_{t+1}) - \ln(C_t) \approx \frac{C_{t+1}-C_t}{C_t}$

<sup>2</sup> $\ln(C_{i,t+k})$  devient  $C_{i,t+k}^{\ln}$  et  $\ln(C_{t+k})$  devient  $C_{t+k}^{\ln}$ . On met  $\ln$  en exposant lorsqu'on s'intéresse au logarithme du coût.  $C_{i,t+k}^{\ln}$  représente donc ici le logarithme du coût de prise en charge d'un individu  $i$  dans  $k$  années. A noter en revanche que la fonction logarithme et la fonction exponentielle s'annulent. Par conséquent les  $\epsilon_i$  représentent bien les erreurs individuelles et non le logarithme des erreurs.



$C_{t+k}$  ne dépend pas de l'indice  $i$ . Il est commun à l'ensemble des individus donc on peut l'extraire du signe somme.

$$\ln C_{N, t+k} = \ln \left( \frac{C_{t+k} * \sum_{i=1}^N e^{\epsilon_i}}{N} \right) = \ln(C_{t+k}) + \ln \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e^{\epsilon_i} \right) \quad (9.4)$$

$C_{N, t+k}$  représente donc le coût moyen de la dépendance dans  $k$  années. Or  $C_{t+k}$  ne dépend pas de  $i$  puisqu'il représente le risque agrégé.  $\epsilon_i$  est ici une variable aléatoire qui caractérise l'individu  $i$ .

$\epsilon_i$  et  $C_{t+k}$  sont des variables aléatoires ou plus exactement des réalisations des variables aléatoires  $\tilde{\epsilon}_i$  et  $\widetilde{C}_{t+k}$ . On suppose que l'erreur individuelle  $\tilde{\epsilon}_i$  et le coût agrégé  $\widetilde{C}_{t+k}$  suivent chacun une loi lognormale.  $\epsilon_i$  est supposée proche de 0 puisqu'elle caractérise le risque individuel. Si on suppose que les  $N$  variables aléatoires  $\epsilon_i$  sont indépendantes, le logarithme de la moyenne peut alors s'écrire par approximation comme la moyenne des logarithmes. On peut ainsi écrire que :

$$\ln \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e^{\epsilon_i} \right) \approx \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \epsilon_i$$

Cette approximation se démontre de la manière suivante :

$$\ln \left( 1 + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (e^{\epsilon_i} - 1) \right) = \ln \left( 1 + \frac{\sum_{i=1}^N e^{\epsilon_i} - N}{N} \right) = \ln \left( 1 + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e^{\epsilon_i} - \frac{N}{N} \right) = \ln \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e^{\epsilon_i} \right)$$

On peut donc écrire :

$$\ln \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e^{\epsilon_i} \right) = \ln \left( 1 + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (e^{\epsilon_i} - 1) \right)$$

Ensuite on peut simplifier l'expression en utilisant le fait que pour  $x$  proche de 0,  $\ln(1+x) \approx x$

$$\ln \left( 1 + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (e^{\epsilon_i} - 1) \right) \approx \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (e^{\epsilon_i} - 1)$$

Pour  $x$  proche de 0,  $e^x \approx 1 + x$ , ce qui nous permet d'écrire

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (e^{\epsilon_i} - 1) \approx \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \epsilon_i$$

Si on renomme les variables on peut donc réécrire 9.4 de la manière suivante :

$$C_{N,t+k}^{\ln} = C_{t+k}^{\ln} + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \epsilon_i \quad (9.5)$$

A partir de l'équation 9.2 et en supposant une indépendance entre l'aléa individuel  $\epsilon_i$  et le coût moyen  $C_{t+k}$ , nous pouvons exprimer la variance du logarithme du coût individuel dans  $k$  années :

$$Var \left( C_{i,t+k}^{\ln} \right) = Var \left( C_{t+k}^{\ln} + \epsilon_i \right) = Var \left( C_{t+k}^{\ln} \right) + \sigma_{\epsilon_i}^2 \quad (9.6)$$

De manière similaire, pour une cohorte de  $N$  individus et à l'aide de l'équation 9.5, la variance du logarithme des coûts moyens s'écrit :

$$Var \left( C_{N,t+k}^{\ln} \right) = \underbrace{Var \left( C_{t+k}^{\ln} \right)}_{\text{risque agrégé}} + \underbrace{\frac{\sigma_{\epsilon_i}^2}{N}}_{\text{risque individuel}} \quad (9.7)$$

Cette écriture simplifiée de la variance est donc rendue possible par la transformation logarithmique que nous appliquons au coût ainsi que par le fait que  $\epsilon_i$  est supposé proche de 0.

### 9.2.3 Calcul de l'écart type du logarithme du coût agrégé

$$C_{t+1}^{\ln} = \rho C_t^{\ln} + \eta_{t+1} \quad (9.8)$$

$\rho$  représente le coefficient d'autocorrélation entre  $C_{t+1}^{\ln}$  et  $C_t^{\ln}$ .

$\eta_{t+1}$  représente ici une innovation de coût à l'instant  $t+1$ .  $\eta_{t+1}$  représente donc la composante aléatoire.

**Notons ici qu'il n'est pas nécessaire de transformer la série à l'aide d'un logarithme.**

Le logarithme du coût agrégé pour la cohorte soumise au risque dans  $h$  années peut donc s'écrire à l'aide d'une relation de récurrence :

$$C_{t+k}^{\ln} = \rho^k C_t^{\ln} + \sum_{j=0}^{k-1} \rho^j \eta_{t+k-j} \quad (9.9)$$

Les premiers termes peuvent donc s'écrire :

$$\begin{aligned} C_{t+1}^{\ln} &= \rho C_t^{\ln} + \eta_{t+1} \\ C_{t+2}^{\ln} &= \rho^2 C_t^{\ln} + \eta_{t+2} + \rho * \eta_{t+1} \\ C_{t+3}^{\ln} &= \rho^3 C_t^{\ln} + \eta_{t+3} + \rho * \eta_{t+2} + \rho^2 * \eta_{t+1} \\ C_{t+4}^{\ln} &= \rho^4 C_t^{\ln} + \eta_{t+4} + \rho * \eta_{t+3} + \rho^2 * \eta_{t+2} + \rho^3 * \eta_{t+1} \end{aligned}$$

A l'aide de 9.9 on peut écrire le logarithme du coût agrégé d'une compagnie d'assurance qui mutualise le risque entre  $t+1$  et  $t+k$ . Cela revient à faire la moyenne des coûts agrégés entre  $t+1$  et  $t+k$ . On peut donc écrire :

$$C_{t+1, t+k}^{\ln} = \frac{\sum_{i=1}^k C_{t+i}^{\ln}}{k} \quad (9.10)$$

En utilisant l'expression 9.9 on peut réécrire 9.10 de la manière suivante :

$$C_{t+1, t+k}^{\ln} = \underbrace{\frac{\left( \sum_{i=1}^k \rho^i \right)}{k} * C_t^{\ln}}_{\text{composante déterministe}} + \underbrace{\frac{\sum_{i=1}^k \left( \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j \right) * \eta_{t+k+1-i}}{k}}_{\text{composante aléatoire}} \quad (9.11)$$

$C_{t+1, t+k}^{\ln}$  correspond à la moyenne du logarithme des coûts agrégés entre  $t + 1$  et  $t + k$ . Le premier terme représente la composante déterministe alors que le second terme représente la composante aléatoire. La variance de cette moyenne peut alors s'écrire :

$$Var \left( C_{t+1, t+k}^{\ln} \right) = Var \left( \frac{\left( \sum_{i=1}^k \rho^i \right)}{k} * C_t^{\ln} + \frac{\sum_{i=1}^k \left( \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j \right) * \eta_{t+k+1-i}}{k} \right)$$

On suppose ici que les  $\rho$  ne sont pas aléatoires et que les  $\eta_{t+k+1-i}$  sont indépendants, ce qui nous permet d'écrire :

$$Var \left( C_{t+1, t+k}^{\ln} \right) = \frac{\left( \sum_{i=1}^k \rho^i \right)^2}{k^2} * Var \left( C_t^{\ln} \right) + \frac{\left[ \sum_{i=1}^k \left( \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j \right)^2 * Var \left( \eta_{t+k+1-i} \right) \right]}{k^2}$$

$Var \left( C_t^{\ln} \right) = 0$  car on se situe à l'instant  $t$ . La valeur  $C_t^{\ln}$  est donc certaine à l'instant  $t$ . On peut donc réécrire l'expression de la manière suivante :

$$Var \left( C_{t+1, t+k}^{\ln} \right) = \frac{\left[ \sum_{i=1}^k \left( \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j \right)^2 \right] * \sigma_{\eta}^2}{k^2} \quad (9.12)$$

La variance du coût moyen entre la période  $t + 1$  et  $t + k$  dépend donc de la corrélation temporelle des coûts via l'expression  $\left[ \sum_{i=1}^k \left( \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j \right)^2 \right]$  et du nombre de cohortes assurées, représenté par le coefficient  $k$ .

A partir de 9.12 on peut écrire :

$$\sigma_{C_{t+1, t+k}^{\ln}} = \left[ \sum_{i=1}^k \left( \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j \right)^2 \right]^{1/2} * \frac{\sigma_{\eta}}{k} \quad (9.13)$$

Ici le logarithme n'apporte aucune simplification. Donc on peut écrire de la même manière :

$$\sigma_{C_{t+1}, t+k} = \left[ \sum_{i=1}^k \left( \sum_{j=0}^{i-1} \rho^j \right)^2 \right]^{1/2} * \frac{\sigma_\eta}{k} \quad (9.14)$$

La seule différence réside dans les  $\rho$ . Les  $\rho$  utilisés dans l'équation 9.14 proviennent de l'estimation suivante :

$$C_{t+1} = \rho C_t + \eta_{t+1} \quad (9.15)$$

et non de l'estimation ??.

## 9.2.4 Définition de la stationnarité

La stationnarité au sens strict ou stationnarité forte nécessite qu'un processus stochastique ait toutes ses caractéristiques invariantes dans le temps. Cette définition très restrictive est cependant difficilement applicable en pratique. C'est pourquoi nous allons nous intéresser à la stationnarité faible ou du second ordre qui ne prend en compte que les deux premiers moments. Un processus  $X_t$  est stationnaire du second ordre si ses moments d'ordre 2 sont finis et si sa moyenne, sa variance et sa covariance sont indépendantes du temps (Lardic & Mignon 2002). On a alors :

1.  $E(X_t^2) < \infty \forall t \in Z$ .
2.  $E(X_t) = m \forall t \in Z$ .
3.  $Cov(X_t, X_{t+h}) = \gamma_h, \forall t, h \in Z$  où  $\gamma$  est la fonction d'autocovariance du processus.

Ici nous nous intéressons à la stationnarité du logarithme d'une série de coûts<sup>3</sup>. Si un processus n'est pas stationnaire cela signifie donc que la variance peut croître avec le temps. Donc il est très difficile pour l'assureur d'effectuer des prévisions sur un horizon de 15 ou 20 ans c'est à dire au moment où la probabilité de devenir dépendant sera forte. Cependant il convient pour cela de distinguer 2 processus de non stationnarité : les processus TS et DS.

---

<sup>3</sup>Il est raisonnable de se demander si le fait d'appliquer une transformation logarithmique à la série n'est pas susceptible d'affecter sa stationnarité. Cette démarche est acceptée par la littérature (Hamilton 1994) (Mignon 2008).

### 9.2.5 Processus TS et DS

Les cas de non stationnarité sont couramment analysés à partir de 2 types de processus :

- Processus TS (Trend Stationary) qui représente une non stationnarité de nature déterministe.
- Processus DS (Difference Stationary) qui représente une non stationnarité de nature stochastique.

L'espérance d'un processus TS est de nature déterministe. Le processus est non stationnaire en moyenne mais stationnaire en variance. Il est alors possible de rendre le processus stationnaire par une régression sur une tendance déterministe. Par ailleurs comme le processus est stationnaire en variance, l'erreur de prévision de long terme a une variance finie. Le comportement de long terme de la série est déterministe. Les effets d'un choc de coût sont transitoires. La série reviendra vers son mouvement de long terme représenté par la tendance. Un processus TS est donc plutôt une bonne nouvelle pour l'assureur dans la mesure où la marge d'erreur du coût n'augmente pas avec la durée de la prévision. Il est donc possible de tarifer aujourd'hui des contrats avec une marge d'erreur acceptable.

En revanche l'espérance d'un processus DS présente une non stationnarité de type déterministe et sa variance une non stationnarité de type stochastique. La variance de l'erreur de prévision n'est donc pas constante. Elle croît avec l'horizon. Un choc aléatoire de coût a donc un effet durable sur le comportement de la série. Il est possible de rendre stationnaire ce type de processus en appliquant un filtre aux différences premières.

## 9.2.6 Taux d'institutionnalisation par âge aux Etats-Unis

Institutionalization rates by age per 1000 population

Age	Year			
	1963	1973-1974	1977	1985
All	25.4	44.7	47.1	46.2
65-74	7.9	12.3	14.4	12.5
75-84	39.6	57.7	64.0	57.7
85+	148.4	257.3	225.9	220.3
Ratio : 85+/65-74	18.8	20.9	15.7	17.6

Note : The institutionalization rates are calculated from national surveys in the indicated years. Data are

compiled in U.S. Department of Health and Human Services, Public Health Service (1988).

Une seconde source de risque agrégé réside dans le recours à l'aide en établissements ou l'aide à domicile. Aux Etats-Unis, l'aide à domicile est considérée comme moins coûteuse que l'aide en établissements. On observe ainsi une augmentation constante du recours aux établissements de soins. Nous disposons pour cela des taux moyens d'institutionnalisation observés tous les 4 ans à partir de l'année 1963. Ce taux représente la part des individus en établissements de soins par rapport à la population totale des plus de 65 ans. Ce taux progresse de 75% en passant de 25,4 pour 1000 à 44,7 pour 1000 entre le début des années 60 et le début des années 70. Sa progression est relativement constante depuis. Il oscille autour de 4,5% de la population des plus de 65 ans. Le fait que si peu d'individus vivent en établissements de soins représente un fort risque potentiel pour les assureurs. Il suffirait d'une augmentation d'à peine 5% de la part des personnes ne vivant pas en institution et nécessitant des soins en établissements pour que les engagements des compagnies d'assurance doublent.

Dans une population peu importante comme celle des personnes dépendantes le risque d'anti-sélection est élevé. Dans une population plus importante (quand le taux d'équipement est élevé comme par exemple dans l'assurance santé aux Etats Unis (75%)), les risques d'anti-sélection sont plus faibles donc la probabilité d'un choc de coût négatif est plus faible. Les trois lignes du milieu du tableau 3 mentionnent les taux d'institutionnalisation par âge et la dernière ligne indique le ratio entre le taux d'institutionnalisation des plus jeunes (65-74 ans) et des plus

vieux (85 ans et plus). Il apparaît donc que l'augmentation du taux d'institutionnalisation est relativement constante quelque soit l'âge. En 1963, les plus vieux des plus de 65 ans (c'est à dire les plus de 85 ans) avaient 19 fois plus de chances de se retrouver en établissements de soins que les 65-74 ans. En 1985, les plus vieux avaient 18 fois plus de chances de se retrouver en établissements de soins. Le ratio reste donc relativement constant dans le temps.

Le fait que le ratio entre le taux d'institutionnalisation des 65-74 et des plus de 85 ans reste relativement stable sur la période étudiée nous laisse à penser que le souci majeur des assureurs réside bien dans le risque agrégé d'institutionnalisation et non dans le taux d'institutionnalisation par âge. Autrement dit, ce qui est déterminant c'est bien le taux d'institutionnalisation global et non le taux d'institutionnalisation par âge (ce qui impliquerait qu'une évolution dans la pyramide des âges aurait un impact sur le taux d'institutionnalisation). Bien que le taux d'institutionnalisation agrégé soit resté constant depuis 1970, il n'est pas évident que cette stabilité s'inscrive dans un phénomène de long terme. Entre les années 70 et 80, de nombreux Etats ont tenté de limiter l'augmentation du nombre de lits en limitant les conditions d'obtention des certificats de besoins nécessaires à la création d'un nouveau lit approuvé par Medicaid. Il est probable que la stabilité du taux d'institutionnalisation agrégé soit le reflet de ce revirement politique. Le rôle des politiques publiques dans la limitation du taux d'institutionnalisation nous amène à penser que la variabilité du taux d'institutionnalisation est plus forte à long terme qu'à court terme. En réponse à l'intérêt public suscité par les besoins de soins de long terme, il est possible que les pouvoirs publics aient été incités à augmenter le nombre de lits en établissements de soins. En effet, il est probable que l'augmentation de la place de la couverture assurantielle privée, ait pour conséquence une augmentation de la probabilité de cet événement, puisque plus il y a de gens assurés, plus le coût pour Medicaid d'une augmentation du nombre de lit est censé augmenter. L'éventualité d'une forte augmentation du nombre de lits, potentiellement due à une augmentation de la couverture privée était citée par un actuaire comme une des sources importantes de risque dans l'assurance dépendance.

En France, la prise en charge se répartit de manière à peu près équitable entre la prise en charge à domicile et la prise en charge en établissements. Cette répartition reste relativement stable au cours du temps. Après une volonté forte de développer les établissements de soins on observe aujourd'hui un revirement politique vers une prise en charge à domicile. Donc le risque



d'institutionnalisation en France n'apparaît pas comme une composante majeure du risque agrégé.

### 9.2.7 Résultats sur données américaines

Serial Correlation of Median Care Costs					
Cost Measure	Average Annual			F-value : Difference	
	Cost Increase	Constant	$\log(C^*_t-1)$	$\sigma_\eta$	Stationary
1. Nursing Home Costs (1967-1988)	8.3%	.558 (.518)	.867 (.129)	.052	1.32
2. Medical Care CPI (1947-1991)	5.9	.028 (.004)	1.049 (.013)	.015	1.94
A. Medical Care Commodities (1947-1991)	3.5	.000 (.006)	.970 (.019)	.029	1.11
B. Medical Care Services (1947-1991)	6.2	.030 (.004)	1.030 (.010)	.016	1.80
(1) Physicians Services (1947-1991)	5.6	.025 (.004)	1.050 (.013)	.015	2.01
(2) Hospital Room (1947-1991)	8.9	.048 (.007)	1.001 (.007)	.028	4.46

Note : The table reports coefficients from regressions of the form :  $\log(C^*_t) = \alpha + \rho * \log(C^*_{t-1}) + \eta_t$ .

The last column presents the F-statistic for the null hypothesis that costs are difference stationary

relative to the alternative hypothesis that costs are trend stationary. The test is an augmented

Dickey-Fuller test (Dickey and Fuller, 1981). The 5 percent critical value is 5.91 with 25 observations,

and 5.61 with 50 observations.

#### Explication du tableau

Lorsqu'on effectue une régression simple de la variable "coûts" à l'instant t+1 sur la variable coût à l'instant t, 2 coefficients sont estimés dans la régression. La colonne Constant représente

la valeur du coefficient  $\alpha$  et entre parenthèses sa significativité. La colonne  $\log(C_{t-1}^*)$  représente l'estimation du coefficient  $\rho$  devant  $\log(C_{t-1}^*)$ , sa significativité est entre parenthèses.  $\sigma_\eta$  représente l'écart type de l'erreur associée au résidu de la régression. La F-value correspond au F-Statistic quand on passe par les Tests de Dickey-Fuller augmentés afin de tester de manière fiable si  $\rho$  est statistiquement égal à 1, dans ce cas on dit que le modèle a une racine unitaire.

La première colonne du ?? représente le taux de croissance annuel moyen du coût de prise en charge pour chaque série de coûts. On observe qu'il est de 8,3% pour la série soins en établissements alors qu'il se situe entre 5 et 6% pour les autres séries de coûts. Les autres séries de coûts auraient donc tendance à sous estimer la progression rapide des soins en établissements. Les trois colonnes suivantes rentrent dans le cadre de l'estimation des auto-corrélations du premier ordre des coûts médicaux réels (calculés hors inflation).

La première équation testée est donc de la forme :

$$\log(C_t) = \alpha + \rho * \log(C_{t-1}) + \eta_t \quad (9.16)$$

Toutes les séries de coûts connaissent une forte autocorrélation. Les estimations utilisant les coûts des maisons de soins font apparaître que près de 90% de l'augmentation du coût pour une année donnée se retrouve l'année d'après en ce qui concerne la première variable. Il y a une sorte d'effet cumulatif des coûts. Puisque la mesure des coûts a été construite avec quelques erreurs, même ce fort degré de persistance d'une année sur l'autre est probablement une sous estimation. Pour la seconde catégorie de variable, Medical Care CPI (Soins médicaux corrigés de l'inflation), les estimations effectuées à partir des données de soins CPI indiquent même un plus fort degré de persistance. Toutes les estimations du coefficient  $\rho$  sont extrêmement proches de 1, allant de 0,97 à 1,05 (services de médecin). Les estimations relatives aux deux catégories de variables rejettent facilement l'hypothèse selon laquelle les coûts ne sont pas corrélés entre eux. L'hypothèse de marche aléatoire semble donc se vérifier. Les séries de coûts suivraient un processus stationnaire en différence (DS). L'hypothèse alternative d'une décroissance de la corrélation des coûts au fil du temps ( $\rho < 1$ ) ne semble pas se vérifier.

Par ailleurs la variance des termes de l'erreur dans les séries construites à partir des coûts des établissements de soins et des coûts des soins médicaux est importante. L'écart type du résidu effectué à partir des données des coûts des établissements de soins est de 5,2 %. Dans

les soins médicaux CPI celui ci varie de 1,5% à 2,9 %. Des chocs importants sur les coûts des établissements de soins restent une hypothèse à envisager. Ces chocs sur les coûts semblent plus importants en ce qui concerne les coûts en établissements que les autres séries de coûts médicaux. Si la série de coût suit une marché aléatoire avec une innovation importante, il est donc impossible de prévoir l'évolution des coûts à long terme. L'auteur en conclut donc que le risque de coût est difficilement assurable car difficilement prévisible.

A partir de ce modèle Cutler essaie d'évaluer l'évolution du coût des soins de prise en charge. A noter qu'il ne s'intéresse qu'à la prise en charge en établissements et non à l'aide à domicile. Afin d'étudier de manière empirique la variance du risque agrégé, il convient d'étudier les informations sur le coût quotidien d'un établissement de soins au fil du temps. Ces données ne sont malheureusement pas disponibles aux Etats-Unis. Cutler a donc utilisé des données alternatives afin d'obtenir des informations sur l'évolution des prix. La première source utilisée est la dépense moyenne par jour de soins en établissements effectuée par Medicare. Les données sont annuelles et comprises entre 1967 et 1988 ce qui représente 21 observations. Les informations sur l'APA ne permettraient pas de procéder à une étude identique dans la mesure où l'APA fonctionne davantage comme une indemnité forfaitaire au contraire de Medicare qui intervient sur une base indemnitaire en remboursant aux établissements de soins le coût de la prise en charge des plus démunis sous forme d'aide sociale. Puisque Medicare finance la majeure partie des frais en institutions des personnes éligibles, cela permet d'effectuer une approximation raisonnable de ce que peut être un coût moyen journalier. Cependant les données annuelles issues du programme Medicare ne sont disponibles que sur 21 ans. Cutler utilise d'autres données relatives au coût des soins médicaux issues des indices des soins médicaux CPI (Consumption Price Index), qui sont disponibles sur une longue période. On distingue donc

1. les soins médicaux CPI agrégés qui représente un indice de l'évolution du coût des soins ;
2. les biens utilisés en médecine à savoir les médicaments ainsi que le matériel médical ;
3. les services utilisés en médecine (personnel médical et coûts hospitaliers) ;
4. les indices des charges fixes relatives à la médecine ambulatoire ou aux cliniques de jour et aux chambres d'hôpital (ces deux composants faisant partie de la composante services médicaux). On s'intéresse ici aux frais hôteliers de la médecine.

Il est raisonnable de penser que les coûts de fonctionnement des établissements de soins sont

proches de ceux d'un hôpital, bien que le coût d'une chambre d'hôpital comprenne également le coût de l'aide professionnelle (notamment l'aide professionnelle à domicile ou aide soignante) ainsi que le coût du matériel médical. On suppose que l'on peut assimiler frais hôteliers d'une chambre d'hôpital et frais hôteliers d'une chambre en établissement de soins même si une partie du coût d'une chambre hospitalière s'explique par le coût de l'aide professionnelle aussi bien que par celui du matériel médical. Les données des soins médicaux CPI sont disponibles pour chaque année entre 1947 et 1991. Ces résultats sont récapitulés en annexe.

Les résultats obtenus sur les séries américaines montrent que les séries semblent non stationnaires et semblent suivre un processus DS.

Les tests ADF réalisés par Cutler ne parviennent pas à rejeter l'hypothèse de différence stationnaire. La plupart des F statistiques calculées obtenues restent largement en dessous de la valeur critique. Les tests plaident donc en faveur du modèle de différence stationnaire pour les coûts des soins médicaux et non pour le modèle de tendance stationnaire.

### **9.2.8 La mesure des prix de la santé en France**

Les travaux économétriques réalisés par Cutler posent certaines difficultés dans leur application française. Aux Etats-Unis, la santé est en grande partie financée par l'assurance privée. La plupart des établissements de santé ou de soins pour personnes âgées, qu'ils soient publics ou privés tarifent donc leur prestation au prix de marché, à charge pour le client de se faire rembourser soit par son assurance santé soit par l'aide sociale. Il est donc relativement aisé d'obtenir des séries de prix qui représentent l'évolution du coût de la dépendance. En France, la sécurité sociale et l'aide sociale sont très présentes dans le domaine de la santé. Il est donc difficile de construire des indices de prix pour les biens et services de santé ou les services relevant d'une action sociale. Nous pouvons donc distinguer des prix "bruts", prix de marché qui seraient appliqués en l'absence de politique sociale, et des prix "nets", représentant le prix effectivement acquitté par le consommateur ou l'utilisateur après prise en charge par la sécurité sociale ou plus généralement par les pouvoirs publics (Barret, Bonotaux & Magnien 2003). Si dans certains cas il est difficile de déterminer le prix net de certaines prestations, notamment le prix de l'assurance santé proposé par les mutuelles, les institutions de prévoyance et les sociétés

d'assurance, dans d'autres cas il est difficile d'avoir accès aux prix bruts c'est à dire aux prix avant prise en charge par la sécurité sociale ou les pouvoirs publics. Dans le cadre de notre étude nous nous intéressons évidemment aux prix bruts, autrement dit au coût réel de la dépendance et non au prix net qui dépend de la politique de remboursement pratiquée par la sécurité sociale. Ce qui nous intéresse c'est le coût que devra payer un assureur pour prendre en charge une personne dépendante. On peut toutefois raisonner sur des prix nets à condition que le taux de remboursement soit stable sur la période ce qui nous permettrait de reconstruire implicitement l'évolution des prix bruts.

Les prix nets s'obtiennent simplement à partir des prix bruts auxquels on soustrait le remboursement  $r$  de la Sécurité Sociale. On a donc :

$$p^{net} = p^{brut} - r$$

Ce tarif s'obtient en appliquant un taux  $t$  à un tarif de référence  $\pi$  tel que  $r = t\pi$ . Mais l'on voit que les relations entre les prix bruts et les prix nets sont complexes parce que la Sécurité Sociale intervient à la fois dans la détermination du taux de remboursement mais aussi dans la détermination du tarif de référence. Le prix brut s'écrit donc comme la somme du prix de référence augmenté d'un dépassement  $d$ .

$$p^{brut} = \pi + d$$

On en déduit le prix net :

$$p^{net} = (1 - t)\pi + d$$

C'est pourquoi dans notre recherche de données nous devons éviter deux écueils. Le premier consiste à prendre en considération uniquement les prix nets ce qui fausserait nos calculs car nous n'étudierions plus alors la variabilité du coût de la dépendance mais également la variabilité du taux de remboursement de la Sécurité Sociale. Le second est de s'intéresser uniquement au tarif de référence qui lui aussi dépend de la politique de la Sécurité Sociale et n'est pas représentatif du coût global.

### 9.2.9 Retraitement des tarifs d'aide à domicile

Ainsi, on a redressé ou retraité les tarifs facturés par l'association pour obtenir une série homogène de tarifs au cours du temps depuis 1986, tels qu'ils auraient été si l'association n'avait jamais bénéficié d'exonérations. Le premier type d'exonération concerne les cotisations familiales. La directive Balladur a institué une exonération de 5 % des cotisations assises sur le salaire brut attribué à l'aide soignante, à partir du 1er juillet 1993 jusqu'au 1er juillet 1996. Ces 5 % du salaire brut correspondent à 3,39 % du tarif facturé par l'association. En effet, le salaire brut représentant 67,8 % du tarif, le montant de l'exonération est donc égal à  $0,05 \times 0,678$  du tarif, soit 3,39 % du tarif pratiqué. Ainsi, le tarif après exonération correspond à 96,61 % du tarif initial. Par conséquent, le premier redressement se traduit par une application d'un coefficient multiplicateur égal à :  $1/96,61$  %, soit 1,0351, sur chacun des tarifs pratiqués du second semestre 1993 jusqu'au premier semestre 1996 inclus. Le deuxième type d'exonération concerne les charges sociales sur les bas salaires, du second semestre 1996 au second semestre 1998 inclus. L'association a bénéficié de l'exonération de charges sociales à hauteur de 10 % du salaire brut, ce qui correspond à 6,78 % du tarif facturé. Ainsi, le tarif après déduction correspond à 93,22 % du tarif initial. Par conséquent, ce second redressement se traduit par l'application d'un coefficient multiplicateur égal à  $1/93,22$  %, soit 1,0727, sur chacun des tarifs pratiqués du second semestre 1996 au second semestre 1998 inclus. Le troisième type d'exonération concerne les charges de Sécurité sociale d'un montant voisin de 3,5 euros. Cela amène l'association à pratiquer, au premier semestre 2006, un tarif égal à 16,68 euros au lieu de 20,12 euros. Cette exonération a cours depuis le premier semestre 1999 jusqu'au premier semestre 2006 inclus. Ainsi, sur cette période, le coefficient multiplicateur est égal à  $20,12/16,68$  soit 1,2062.

En résumé, sur la période débutant au premier semestre 1993 jusqu'à aujourd'hui, seront effectués trois redressements successifs de même nature, correspondant pour chacun d'entre eux à des exonérations de charges sociales. Du second semestre 1993 au premier semestre 1996 inclus, on applique un coefficient multiplicatif au tarif pratiqué, égal à 1,0351 (charges familiales) ; puis du second semestre 1996 au second semestre 1998 inclus, un coefficient multiplicatif au tarif pratiqué égal à 1,0727 (charges sur les bas salaires). Ensuite, à compter du premier semestre 1999 jusqu'au premier semestre 2006 inclus, est appliqué un coefficient multiplicatif au tarif

pratiqué, égal à 1,2062. Parallèlement aux exonérations de charges sociales, les exonérations des charges de transport acquises grâce au paiement de l'abonnement Uniops (Union nationale interfédérale des œuvres privées sanitaires et sociales) par la caisse de Sécurité sociale, du premier semestre 1990 au premier semestre 1995 inclus, correspondent à 2,20 % du salaire brut. Un calcul similaire relatif au premier type d'exonération permet d'effectuer un redressement par application d'un coefficient multiplicateur égal à 1,015. À compter du second semestre 1995 jusqu'au premier semestre 2000 inclus, ces charges correspondent à 2,40 % du salaire brut, le coefficient multiplicateur est alors égal à 1,016. Du second semestre 2000 au premier semestre 2006 inclus, elles correspondent à 2,60 % du salaire brut, le coefficient multiplicateur est égal à 1,018 dans ce cas.

Parallèlement à ces deux catégories d'exonérations, des subventions sont attribuées par la mairie de Paris. La subvention, versée depuis le second semestre 1990 jusqu'à ce jour, est égale à 25 centimes d'euros sur les 16,68 euros du tarif pratiqué au premier semestre 2006. Elle correspond ainsi à 1,5 % du tarif de chacune des périodes étudiées depuis début 1990, le coefficient multiplicateur associé est égal à 1,0152.

### 9.2.10 Statistiques des séries retraitées

Les deux premières séries sont issues de la même série. La seule différence provient du fait qu'à partir de l'année 1986 on a accès à des coûts qui sont fixés de manière semi annuel.

La figure ?? représente la série CNAV semi en double différence. Seule la première auto-corrélation partielle est significativement différente de 0. On retient donc  $p = 1$  sur la série salaire.

### 9.2.11 Test ARCH

Les valeurs entre parenthèses représentent les p-value autrement dit les probabilités que les coefficients soient égaux à zéro.

	taux de croissance coût nominal	taux de croissance coût réel
tarif Cnav annuel 1974-2007	7,25%	2,33%
tarif CNAV semi-annuel 1986-2007	3,77%	0,88%
salairé aide à domicile 1979-2007	5,38%	1,32%
Nursing Home Costs (Cutler) 1967-1988 <sup>4</sup>		8,3%

TAB. 9.1 – Statistiques des séries retraitées

Résultats du Test ARCH		
	AR(1)	MA(1)
$a_0$	0,000909 (0,0357)	0,000899 (0,0277)
$a_1$	0,020977 (0,8965)	0,019347 (0,9031)
$TR^2$	0,893201	0,015763

TAB. 9.2 – Statistiques des séries retraitées



## 9.3 Annexe du chapitre 5

### 9.3.1 Le modèle de Meier (assurance dépendance et assurance décès)

#### Les notations utilisées par Meier

---

---

$w$	revenu de première période	
$c^y$ <sup>5</sup>	consommation de première période	$\Psi + s - b^h$
$s$	épargne de première période	
$\beta$	prime d'assurance décès	
$\Omega$	indemnité d'assurance décès	
$\rho$	prime d'assurance dépendance	
$K$	coût des soins de dépendance	
$\lambda$	taux de co-assurance dépendance	
$\lambda K$	indemnité de l'assurance dépendance	
$b^y$	héritage en cas de mort prématurée	
$\Psi$	pension de retraite	
$\pi$	probabilité de mourir prématurément	
$p$	probabilité d'être dépendant	
$b^h$ <sup>6</sup>	héritage en cas de mort sans dépendance	
$b^d$ <sup>7</sup>	héritage en cas de mort avec dépendance	

---

---

#### Modélisation de l'assurance décès

De nombreux contrats appelés aujourd'hui contrats d'assurance-vie réunissent en réalité deux types de contrat : une assurance en cas de vie et une assurance en cas de décès. En cas de décès, les proches reçoivent une indemnité  $\Omega_1$  et en cas de vie, une indemnité  $\beta_L$  (L pour life). La contrainte budgétaire de l'assureur peut donc s'écrire :

---

<sup>5</sup> $y$  pour young.

<sup>6</sup> $h$  pour healthy.

<sup>7</sup> $d$  pour disabled.

$$\beta_1 = \beta_L(1 - \pi) + \pi\Omega_1$$

Il est similaire de modéliser une assurance décès simple ou de considérer un contrat qui réunit à la fois une assurance en cas de vie et une assurance décès puisque les primes sont actuariellement neutres et les espérances de sinistre sont additives. La simple assurance décès a une indemnité en cas de décès  $\Omega_2$  et une prime  $\beta_2$  que l'on définit de la manière suivante :

$$\Omega_2 = \Omega_1 - \beta_L$$

$$\beta_2 = \beta_1 - \beta_L$$

L'épargne est alors valorisée à un taux  $d$  tel que :

$$ds = \beta_L$$

### **Modélisation de l'altruisme**

Le parent prend en compte le niveau de satisfaction de l'enfant qui reçoit un héritage  $b$ . L'altruisme est donc représenté par un coefficient  $\alpha$ ,  $\alpha \in [0; 1]$  comme dans le modèle de Pestiau (Pestiau, Jousten, Lipszyc & Marchand 2003).  $v(b)$  représente ici la fonction d'utilité de l'enfant. A noter cependant que Pestiau et *al.* modélisent le degré d'altruisme des enfants envers leurs parents dépendants alors qu'ici le coefficient  $\alpha$  représente le degré d'altruisme des parents envers leurs enfants. Dans le cas de l'assurance dépendance, c'est bien l'altruisme des parents envers les enfants qui est susceptible de modifier les comportements d'assurance.

### **Fonction d'utilité et état de santé**

Le fait de devenir dépendant est représenté par un choc sur la perception de la richesse  $\gamma$  tel que  $\gamma u(c)$  avec  $\gamma \in [0; 1]$ . Le modèle suppose qu'en état de dépendance l'individu valorise moins

sa richesse puisqu'il pondère sa perception de l'utilité à l'aide d'un coefficient  $\gamma$ . Cela s'explique par le fait qu'en état de dépendance, les possibilités de consommation sont restreintes, l'utilité marginale étant plus faible (Shavell 1978). Des résultats empiriques ont également montré que l'utilité marginale de la consommation était moindre dans l'état malade (Evans & Viscusi 1990). Le cas extrême  $\gamma = 0$  est celui où l'on considère que l'individu dépendant ne consomme pas (Pauly 1990). Ou plutôt sa consommation est totalement englobée dans les soins de santé. A l'opposé, si  $\gamma = 1$ , on considère que la perception de la consommation n'est pas altérée par l'état de santé (Buchholz & Wiegard 1992). Les fonctions d'utilité  $u$  et  $v$  sont supposées croissantes, concaves et remplissent les conditions Inada<sup>8</sup>.

### Présentation de la modélisation en deux périodes

**Période 1** Dans sa première période, l'individu travaille et gagne un revenu  $w$ . Un montant  $\theta$  de ce revenu est destiné aux cotisations sociales. Le restant  $w - \theta$  se répartit ensuite entre les dépenses de consommation de première période notée  $c^y$ , l'épargne notée  $s$ , la prime d'assurance-vie notée  $\beta$  et la prime d'assurance dépendance notée  $\rho$ . Le  $y$  situé en indice indique l'état de l'individu. En première période il est jeune<sup>9</sup>. Afin de ne pas complexifier le modèle, le prix du bien de consommation est supposé égal à l'unité. Il n'y a pas de calcul d'actualisation et le taux d'intérêt est supposé égal à 0.

La contrainte budgétaire de première période peut donc s'écrire :

Contraintes budgétaires de première période

$w$  : revenu de l'individu

$\theta$  : cotisations sociales

$$w - \theta = c^y + s + \beta + \rho$$

A la fin de la première période, l'individu a une probabilité  $\pi$  de mourir. C'est le cas de mort prématurée. Ses héritiers reçoivent alors un héritage noté  $b^y$  avec  $\Omega$  qui correspond ici à l'indemnité fournie par l'assurance-vie.

<sup>8</sup>Une fonction  $f()$  satisfait les conditions Inada si  $f(0)=0$ ,  $f'(0)=\text{infini}$  et  $f'(\text{infini})=0$ . Ces conditions sont propices aux fonctions de production.

<sup>9</sup> $y$  pour young.

---



---

Les deux issues possibles de la première période

---

Mort prématurée avec une probabilité $\pi$	$b^y = \Omega + s$
Survie en deuxième période avec une probabilité $(1 - \pi)$ (voir seconde période)	

---

**Période 2** Si l'individu survit à la première période avec une probabilité  $(1 - \pi)$ , il sera soit bien portant soit dépendant avec une probabilité  $p$ . Dans ce cas il supporte des coûts de dépendance notés  $K$ . Le fait de devenir dépendant se traduit également par un choc sur son utilité marginale. L'utilité marginale pour un niveau donné de consommation est plus faible en état de dépendance que lorsqu'il est bien portant. Durant la seconde période, l'individu ne travaille pas. Il reçoit une pension  $\Psi$ , son épargne de première période  $s$ , et en cas de dépendance l'indemnité de l'assurance dépendance que l'on peut noter  $\lambda K$ , où  $\lambda$  représente le taux de co-assurance. Contrairement au modèle de Zweifel et Struwe, le taux de co-assurance représente ici la part du sinistre couverte par l'assureur et non le reste à charge pour l'assuré. Il s'agit d'un taux de co-assurance classique. On a donc  $\frac{\partial \lambda(\rho)}{\partial \rho} > 0$ . On suppose que l'assurance décès ne verse aucune indemnité en deuxième période.

Si l'individu n'est pas dépendant durant cette seconde période, ses revenus vont être alloués à la consommation de seconde période  $c^h$ , et à l'héritage  $b^h$ . On peut donc écrire les contraintes en fonction des deux états de la nature de seconde période possibles.

---



---

Contraintes budgétaires selon l'état de la nature

---

Dépendant avec une probabilité $p$	$\Psi + s + \lambda K - K - c^d = b^d$
Non dépendant avec une probabilité $(1-p)$	$\Psi + s - c^h = b^h$

---

On suppose que les deux types de contrat proposent une prime d'assurance actuarielle. La prime est donc égale à l'espérance du sinistre actualisée. Les marchés financiers sont supposés parfaits, c'est pourquoi on retient un taux d'intérêt égal à 0, que ce soit pour les assurés ou les assureurs. La prime d'assurance peut donc s'écrire :

$$\rho = \lambda(1 - \pi)pK$$

que l'on peut réécrire :

$$\lambda K = \frac{1}{(1-\pi)p} \rho$$

L'indemnité de l'assurance décès dépend quant à elle de la prime et de la probabilité de décès de la manière suivante :

$$\Omega = \frac{1}{\pi} \beta$$

### Résolution du programme de maximisation

Le programme de maximisation du modèle peut donc s'écrire :

$$\begin{aligned} EU &= u(c^Y) + (1-\pi)(1-p)u(c^h) && \text{(Modele Meier)} \\ &+ (1-\pi)p\gamma u(c^d) + \pi\alpha v(b^y) \\ &+ (1-\pi)(1-p)\alpha v(b^h) + (1-\pi)p\alpha v(b^d) \end{aligned}$$

avec les contraintes

$$\begin{aligned} g_1 &= c^y = w - \theta - s - \beta - \lambda(1-\pi)pK \geq 0 \\ g_2 &= c^h = s + \Psi - b^h \geq 0 \\ g_3 &= c^d = s + \Psi - (1-\lambda)K - b^d \geq 0 \\ g_4 &= b^y = \frac{1}{\pi}\beta + s \geq 0 \\ g_5 &= b^h \geq 0 \\ g_6 &= b^d \geq 0 \\ g_7 &= \lambda \geq 0 \\ g_8 &= \beta \geq 0 \end{aligned}$$

On peut donc réécrire le modèle :

$$\begin{aligned}
\underset{b^h, b^d, s, \lambda, \beta}{Max} \quad F &= u(w - \theta - s - \beta - \lambda(1 - \pi)pK) \\
&+ (1 - \pi)(1 - p)u(s + \Psi - b^h) \\
&+ (1 - \pi)p\gamma u(s + \Psi - (1 - \lambda)K - b^d) + \pi\alpha v\left(\frac{1}{\pi}\beta + s\right) \\
&+ (1 - \pi)(1 - p)\alpha v(b^h) + (1 - \pi)p\alpha v(b^d)
\end{aligned}$$

Les variables de décisions sont donc :

- le montant de l'héritage en cas de vieillesse sans dépendance  $b^h$
- le montant de l'héritage en cas de dépendance  $b^d$
- le montant d'épargne de première période  $s$
- le taux de co-assurance  $\lambda$
- la prime d'assurance décès  $\beta$ .

**Conditions du premier ordre** Les conditions du premier ordre donnent :

$$u'(c^h) = \alpha v'(b^h) \quad (9.17)$$

$$\gamma u'(c^d) = \alpha v'(b^d) \quad (9.18)$$

$$-u'(c^y) + \pi\alpha v'(b^y) + (1 - \pi)(1 - p)u'(c^h) + (1 - \pi)p\gamma u'(c^d) = 0 \quad (9.19)$$

$$\gamma u'(c^d) = u'(c^y) \quad (9.20)$$

$$u'(c^y) = \alpha v'(b^y) \quad (9.21)$$

A l'aide de 9.20 et 9.21 on peut écrire :

$$\gamma u'(c^d) = \alpha v'(b^y) \quad (9.22)$$

A l'aide de 9.18 on a :

$$v'(b^y) = v'(b^d) \quad (9.23)$$

Si on introduit 9.22 et 9.23 dans 9.19 on obtient :

$$v'(b^h) = v'(b^y)$$

On obtient donc :

$$v'(b^y) = v'(b^h) = v'(b^d)$$

et à l'aide de 9.17 on obtient :

$$u'(c^y) = u'(c^h) = \gamma u'(c^d)$$

On obtient donc :

$$b^y = b^h = b^d$$

$$c^y = c^h > c^d$$

On retrouve donc ici les résultats classiques de la théorie de l'assurance selon lesquels un individu riscophobe qui paie une prime pure a intérêt à égaliser les niveaux de revenus entre les différents états de la nature. Il consommera moins dans l'état de dépendance car son utilité marginale est moindre.

Avant de s'intéresser aux solutions intérieures du programme Modele Meier, il convient d'étudier dans quelles conditions les demandes d'assurance peuvent être nulles.

**Les conditions pour lesquelles la demande d'assurance dépendance est nulle** Les résultats du programme de maximisation nous montrent que les individus maximisent leur utilité lorsque les utilités marginales sont identiques entre tous les états et donc que les niveaux de consommation sont identiques. La théorie standard de l'assurance nous enseigne que lorsque l'utilité marginale en état risqué est plus élevée qu'en état non risqué, l'individu a intérêt à s'assurer, autrement dit à transférer de la richesse de l'état non risqué vers l'état risqué. L'individu n'a donc pas intérêt à s'assurer lorsque son utilité marginale en état non risqué  $y$  est déjà supérieure à son utilité en état risqué  $d$ . Dans ce cas, l'individu n'a pas intérêt à transférer de la richesse vers l'état de dépendance. Il existe un cas de solution en coin si pour  $\lambda = 0$ , on a :

$$u'(c^y)_{\lambda=0} \geq \gamma u'(c^d)_{\lambda=0} \quad (9.24)$$

Les utilités marginales sont décroissantes. Dans le cas où  $\gamma = 1$ , l'inégalité 9.24 n'est vérifiée que si  $c^y < c^d$ . Le cas extrême est donc celui où l'individu ne s'assure pas contre la dépendance et celui où son niveau de consommation en état de dépendance est supérieur à sa consommation de première période en bonne santé. Cette situation est impossible. Disposer d'un niveau de consommation plus important dans l'état risqué revient à subventionner le risque.  $\gamma = 1$  signifie que l'état de dépendance n'a pas d'effet sur la perception de la richesse. Elle est la même en bonne santé ou en état de dépendance.

Dans le cas inverse où  $\gamma = 0$ , l'utilité marginale en situation de dépendance est nulle. La condition 9.24 est donc toujours vérifiée puisque  $u'(c)$  est supposée toujours positive. On a donc :

$$-u'(c^y)_{\lambda=0} < 0$$

Dans ces conditions, l'individu n'a jamais intérêt à s'assurer. S'assurer revient à transférer de la richesse dans un état. Si l'utilité marginale de la richesse dans un état est nulle, je n'ai aucun intérêt à transférer de la richesse dans cet état.

Pour  $\gamma \in ]0; 1[$ , il est possible que l'inégalité 9.24 soit vérifiée avec  $c^d \leq c^y$  qui est la situation la plus réaliste. Pour cela il faut que le différentiel de consommation entre l'état  $y$  et l'état  $d$



soit compensé par le choc d'utilité marginale qu'occasionne l'état de dépendance. Il existe donc un  $\gamma$  suffisamment petit (donc un choc d'utilité suffisamment fort) pour que le choc sur l'utilité marginale compense le différentiel de consommation  $c^d \leq c^y$ . Cependant, le modèle ne nous permet pas de déterminer ce niveau de choc pour lequel les individus ne s'assurent pas tout en restant dans une situation réaliste.

Pour  $\lambda = 0$ , on peut réécrire 9.24 à l'aide de 9.18 et on obtient :

$$\alpha v'(b^d) \leq u'(c^y)$$

A l'aide de 9.19 on peut écrire :

$$u'(c^y) = \pi \alpha v'(b^y) + (1 - \pi)(1 - p)u'(c^h) + (1 - \pi)p\gamma u'(c^d)$$

On obtient donc :

$$\alpha v'(b^d) \leq \pi \alpha v'(b^y) + (1 - \pi)(1 - p)u'(c^h) + (1 - \pi)p\gamma u'(c^d)$$

A l'aide de 9.17 et 9.18 on peut écrire :

$$\alpha v'(b^d) \leq \pi \alpha v'(b^y) + (1 - \pi)(1 - p)\alpha v'(b^h) + (1 - \pi)p\alpha v'(b^d)$$

On divise l'expression par  $\alpha$  et on obtient :

$$v'(b^d) \leq \pi v'(b^y) + (1 - \pi)(1 - p)v'(b^h) + (1 - \pi)p v'(b^d)$$

qui équivaut à :

$$[\pi + (1 - \pi)] v'(b^d) \leq \pi v'(b^y) + (1 - \pi)(1 - p)v'(b^h) + (1 - \pi)p v'(b^d)$$

$$\pi [v'(b^d) - v'(b^y)] \leq (1 - \pi)(1 - p)v'(b^h) + (1 - \pi)p v'(b^d) - (1 - \pi)v'(b^d)$$

On en déduit donc :

$$\pi \left[ v'(b^d) - v'(b^y) \right] \leq (1 - \pi)(1 - p) \left[ v'(b^h) - v'(b^d) \right]$$

Ou encore :

$$\pi \left[ v'(b^d]_{\lambda=0}) - v'(b^y]_{\lambda=0}) \right] + (1 - \pi)(1 - p) \left[ v'(b^d]_{\lambda=0}) - v'(b^h]_{\lambda=0}) \right] \leq 0$$

Cela signifie que les parents altruistes n'ont pas intérêt à s'assurer si l'espérance d'utilité des enfants par rapport à l'héritage est plus forte sans assurance qu'avec assurance. Excepté les cas extrêmes ( $\gamma = 1$ ,  $\gamma = 0$ ,  $\alpha = 0$ ), il n'est pas possible de déterminer dans quelles conditions exactes les individus ne souhaitent pas s'assurer.

**Les conditions pour lesquelles la demande d'assurance décès est nulle** La demande d'assurance décès est inexistante si et seulement si :

$$u'(c^y]_{\beta=0}) \geq \alpha v'(b^y]_{\beta=0})$$

Comme les fonctions d'utilité marginale sont décroissantes cela suppose que  $c^y < b^y$ . L'héritage en cas de mort prématurée est plus élevé que la consommation des parents en première période.

A l'aide de 9.17 et 9.19, on peut écrire de manière équivalente que :

$$v'(b^y]_{\beta=0}) \leq \underbrace{(1 - p)v'(b^h]_{\beta=0}) + pv'(b^d]_{\beta=0})}_{EU v'(b)}$$

L'utilité marginale des enfants vis-à-vis de l'héritage en cas de mort prématurée est plus faible que l'espérance d'utilité marginale des enfants si leurs parents survivent en seconde période, qu'ils soient dépendants ou non. Dans ce cas, les parents n'ont pas intérêt à contracter une assurance décès. L'assurance décès sera souscrite si et seulement si la pension de retraite publique représente une part non négligeable du revenu de seconde période. De plus la demande

d'assurance décès est en général nulle si le revenu de première période  $w$  est très élevé et si le degré d'altruisme  $\alpha$  est proche de 0.

### Statique comparative

Nous nous intéressons aux interactions entre la demande d'assurance dépendance et la demande d'assurance décès dans le cas de solutions intérieures. L'objectif est de comprendre comment le niveau optimal de co-assurance dépendance et la prime optimale d'assurance décès réagissent à la variation des paramètres individuels du modèle, à savoir le coefficient d'altruisme  $\alpha$ , le choc sur l'utilité du à l'état de dépendance  $\gamma$ , et le niveau de revenu  $w$ .

**Méthode de résolution pour une seule variable** On suppose que la fonction  $F$  dépend de deux variables, le niveau d'altruisme  $\sigma$  et le niveau d'héritage en bonne santé  $b^h$ . La condition du premier ordre donne le niveau d'héritage qui maximise la fonction objectif.

$$\frac{\partial F(\alpha, b^h)}{\partial b^h} = 0$$

$$\alpha v'(b^h) - u'(s + \Psi - b^h) = 0 \tag{9.25}$$

Les autres variables  $s$  et  $\Psi$  sont ici considérées comme des constantes. À l'aide de 9.25 et du théorème des fonctions implicites on peut écrire  $b^{h*}$  en fonction de  $\alpha$ .  $b^{h*}(\alpha)$  peut se calculer à l'aide des fonctions inverses. Ici, comme on ne connaît pas la forme fonctionnelle de  $u$  et  $v$ , il est difficile de déterminer la forme de  $b^{h*}(\alpha)$ .

On a donc :

$$F'(\alpha, b^{h*}) = F'(\alpha, b^{h*}(\alpha))$$

Si maintenant on regarde comment varie  $b^{h*}$  lorsque  $\alpha$  varie, on calcule la différentielle totale :

$$\frac{dF'(\alpha, b^h(\alpha))}{d\alpha} = \frac{\partial F'(\alpha, b(\alpha))}{\partial \alpha} d\alpha + \frac{\partial F'(\alpha, b^h(\alpha))}{\partial b^h} \cdot \frac{\partial b^h}{\partial \alpha} d\alpha$$

Comme ici  $b^h$  ne dépend que de  $\alpha$ ,  $\frac{\partial b^h}{\partial \alpha} = \frac{db^h}{d\alpha}$ .

La méthode est la même lorsqu'on a 5 variables.

### Méthode de résolution générale

Si on récapitule notre démarche, considérons notre fonction objectif  $F(\alpha, b^h, b^d, s, \lambda, \beta)$ . Dans un premier temps, on maximise cette fonction par rapport aux variables de décision  $b^h, b^d, s, \lambda, \beta$ . On peut appeler le vecteur des variables de décision  $\mathbf{b}$ , composé de 5 éléments  $b^i$ , avec  $b^1 = b^h, b^2 = b^d, b^3 = s, b^4 = \lambda, b^5 = \beta$ .  $\alpha$  est alors considéré comme un paramètre individuel. On obtient alors les conditions de premier ordre que l'on peut noter :

$$\frac{\partial F(\alpha, \mathbf{b}^*)}{\partial b^i} = 0$$

Cette condition de première ordre peut s'écrire sous forme matricielle de la manière suivante :

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial F(\alpha, \mathbf{b}^*)}{\partial b^h} \\ \frac{\partial F(\alpha, \mathbf{b}^*)}{\partial b^d} \\ \frac{\partial F(\alpha, \mathbf{b}^*)}{\partial s} \\ \frac{\partial F(\alpha, \mathbf{b}^*)}{\partial \lambda} \\ \frac{\partial F(\alpha, \mathbf{b}^*)}{\partial \beta} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (9.26)$$

Ce vecteur gradient noté  $F'$  correspond au système d'équations représenté par les équations 9.17 à 9.21.

Ici, on étudie dans quelle mesure une variation du degré d'altruisme influence les niveaux d'assurance optimaux calculés précédemment. Il convient donc de dériver la fonction  $F'(\alpha, \mathbf{b}^*(\alpha))$  par rapport au degré d'altruisme  $\alpha$ . Le théorème de la fonction implicite nous

permet d'écrire chaque élément de  $b^*$  en fonction de  $\alpha$ . La fonction  $F'(\alpha, b^*)$  peut donc s'écrire  $F'(\alpha, b^*(\alpha))$ .

$$\frac{dF'(\alpha, b^*(\alpha))}{d\alpha} = \underbrace{\frac{\partial F'(\alpha, b^*(\alpha))}{\partial \alpha}}_{\mathbf{B}} + \underbrace{\sum_{i=1}^5 \frac{\partial F'(\alpha, b^*(\alpha))}{\partial b^i}}_{\mathbf{A}} \cdot \underbrace{\frac{db^i}{d\alpha}}_{\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

Le vecteur colonne B peut s'écrire :

$$B = \begin{bmatrix} v'(b^h) \\ v'(b^d) \\ \pi v'(b^y) \\ 0 \\ v'(b^y) \end{bmatrix} \quad (9.27)$$

La matrice A correspond à la matrice hessienne de la fonction F par rapport aux 5 variables de décision.

$$A = \begin{bmatrix} \frac{\partial F''(\alpha, b^h(\alpha))}{\partial b^h} & \frac{\partial F''(\alpha, b^h(\alpha))}{\partial b^d} & \frac{\partial F''(\alpha, b^h(\alpha))}{\partial s} & \frac{\partial F''(\alpha, b^h(\alpha))}{\partial \lambda} & \frac{\partial F''(\alpha, b^h(\alpha))}{\partial \beta} \\ \frac{\partial F''(\alpha, b^d(\alpha))}{\partial b^h} & \frac{\partial F''(\alpha, b^d(\alpha))}{\partial b^d} & \frac{\partial F''(\alpha, b^d(\alpha))}{\partial s} & \frac{\partial F''(\alpha, b^d(\alpha))}{\partial \lambda} & \frac{\partial F''(\alpha, b^d(\alpha))}{\partial \beta} \\ \frac{\partial F''(\alpha, s(\alpha))}{\partial b^h} & \frac{\partial F''(\alpha, s(\alpha))}{\partial b^d} & \frac{\partial F''(\alpha, s(\alpha))}{\partial s} & \frac{\partial F''(\alpha, s(\alpha))}{\partial \lambda} & \frac{\partial F''(\alpha, s(\alpha))}{\partial \beta} \\ \frac{\partial F''(\alpha, \lambda(\alpha))}{\partial b^h} & \frac{\partial F''(\alpha, \lambda(\alpha))}{\partial b^d} & \frac{\partial F''(\alpha, \lambda(\alpha))}{\partial s} & \frac{\partial F''(\alpha, \lambda(\alpha))}{\partial \lambda} & \frac{\partial F''(\alpha, \lambda(\alpha))}{\partial \beta} \\ \frac{\partial F''(\alpha, \beta(\alpha))}{\partial b^h} & \frac{\partial F''(\alpha, \beta(\alpha))}{\partial b^d} & \frac{\partial F''(\alpha, \beta(\alpha))}{\partial s} & \frac{\partial F''(\alpha, \beta(\alpha))}{\partial \lambda} & \frac{\partial F''(\alpha, \beta(\alpha))}{\partial \beta} \end{bmatrix} \quad (9.28)$$

Le vecteur X correspond au vecteur colonne des inconnues.

$$X = \begin{bmatrix} \frac{db^h}{d\alpha} \\ \frac{db^d}{d\alpha} \\ \frac{ds}{d\alpha} \\ \frac{d\lambda}{d\alpha} \\ \frac{d\beta}{d\alpha} \end{bmatrix}$$

La matrice  $A$  des dérivées croisées admet un déterminant négatif noté  $\Delta$ .  $A$  est donc définie négative. Ce système admet donc une solution. La méthode classique pour déterminer les éléments du vecteur colonne  $X$  est d'inverser la matrice  $A$ . Cependant, dans notre cas, seuls les éléments  $\frac{d\beta}{d\alpha}$  et  $\frac{d\lambda}{d\alpha}$  nous intéressent. Il est donc possible de calculer l'élément  $i$  du vecteur colonne  $X$  à l'aide de la règle de Cramer. Celle-ci stipule qu'en présence d'un système linéaire  $n \times n$  de la forme  $AX = B$ , avec  $X$  le vecteur colonne des inconnues, si le déterminant de  $A$  est non nul, alors chaque élément  $i$  du vecteur colonne  $X$ , peut se calculer à l'aide de la règle de Cramer comme suit :

$$x^i = \frac{\det A_i}{\det A}$$

$A_i$  est obtenu en remplaçant la  $i^{\text{ème}}$  colonne de  $A$  par le vecteur  $B$ .

Cette méthode nous permet de calculer l'effet des 3 variables individuelles sur les niveaux d'assurance.

### Statique comparative du degré d'altruisme $\alpha$

**Proposition 6** *La demande d'assurance décès augmente avec le degré d'altruisme  $\alpha$ . L'effet de l'altruisme sur l'assurance dépendance est du même signe que l'expression  $[u''(c^h) - \gamma u''(c^d)]$ .*

**Proof.** A l'aide de la méthode expliquée précédemment on peut écrire

$$\frac{d\beta}{d\alpha} = -\frac{\Delta_{\beta\alpha}}{\Delta} > 0$$

$\Delta_{\beta\alpha}$  représente le déterminant de la matrice  $A$  lorsqu'on a remplacé le vecteur colonne des dérivées partielles de  $F$  par rapport à la valeur étudiée ( $\beta$  dans le cas présent) par le vecteur des dérivées partielles par rapport à  $\alpha$  (soit 9.27).  $\det A_i = \Delta_{\beta\alpha}$  et  $\det A = \Delta$ . On obtient alors :

$$\Delta_{\beta\alpha} = \left[ \alpha v''(b^h) \right]^2 (1 - \pi)(1 - p) K v'(b^y) u''(c^y) \gamma u''(c^d) > 0$$

On obtient également :

$$\frac{d\lambda}{d\alpha} = - \frac{\Delta_{\lambda\alpha}}{\Delta}$$

Avec

$$\Delta_{\lambda\alpha} = \underbrace{\frac{1 - \pi}{\pi} (1 - p) v'(b^y) \left[ \alpha v''(b^h) \right]^2}_{+} \underbrace{u''(c^y)}_{-} \cdot \left[ \gamma u''(c^d) - u''(c^h) \right]$$

Le signe de  $\frac{d\lambda}{d\alpha}$  dépend donc du signe de  $u''(c^h) - \gamma u''(c^d)$ . On obtient donc  $\frac{d\lambda}{d\alpha} > 0$  uniquement si  $u''(c^h) > \gamma u''(c^d)$ . ■

Sous l'hypothèse de prudence ou plus généralement sous l'hypothèse de désagrégation des risques (Eeckhoudt & Schlessinger 2006), on sait que  $u''' > 0$ . Donc  $u''(c^h) > \gamma u''(c^d)$  implique  $c^h \geq c^d$  ce qui est un cas réaliste.

La fonction d'utilité  $u()$  est concave.  $u'()$  est donc décroissante et  $u''()$  est nécessairement négative. Si  $u''(c^h) > \gamma u''(c^d)$ , cela signifie donc qu'en valeur absolue la pente de l'utilité marginale en état de bonne santé est plus faible qu'en état de dépendance. Comme l'utilité marginale est décroissante on obtient  $u'(c^h) < \gamma u'(c^d)$ . L'augmentation de l'altruisme aura donc un effet positif sur la demande d'assurance dépendance si le taux de décroissance de l'utilité marginale de la consommation en état de dépendance est plus fort qu'en état de bonne santé. Ce qui implique une utilité marginale en état de dépendance plus forte qu'en état de bonne santé. Cette situation peut être provoquée par l'augmentation de l'altruisme qui diminue les niveaux de consommation dans chaque état de la nature. Une augmentation de l'altruisme mène toujours à diminuer l'ensemble des niveaux de consommation dans chaque état au profit de niveaux d'héritages plus importants dans tous les états. Cependant, une augmentation du degré d'altruisme n'entraîne pas nécessairement une augmentation de la demande d'assurance dépendance. Une telle augmentation ne peut survenir que si l'utilité marginale de la consommation dans l'état

de dépendance augmente plus vite que dans l'état non dépendant. Puisque l'épargne représente principalement un transfert de ressources entre deux périodes, une consommation réduite dans la première période se traduira par une demande d'assurance décès plus importante.

### Statique comparative du choc d'utilité $\gamma$

**Proposition 7** *Un choc plus faible sur la fonction d'utilité en cas de dépendance, c'est à dire un  $\gamma$  plus élevé augmente la demande d'assurance décès ainsi que la demande d'assurance dépendance.*

**Proof.** Si on considère 9.26 et qu'on le dérive par rapport à  $\alpha$ , on obtient l'équivalent du vecteur  $X$  pour la variable  $\gamma$ .

$$\begin{bmatrix} 0 \\ -u'(c^d) \\ (1-\pi)pu'(c^d) \\ u'(c^d) \\ 0 \end{bmatrix}$$

Toujours à l'aide de la même méthode on obtient :

$$\frac{d\lambda}{d\gamma} = -\frac{\Delta_{\lambda\gamma}}{\Delta} > 0$$

Car :

$$\begin{aligned} \Delta_{\lambda\gamma} &= u'(c^d) \left[ \alpha v''(b^d) \right]^2 (1-\pi)(1-p) \\ &\cdot \begin{bmatrix} [\alpha v''(b^h) + u''(c^h)] u''(c^y) \left( \frac{1}{\pi} - 1 \right) + \\ [u''(c^y) + \frac{1}{\pi} \alpha v''(b^y)] u''(c^h) \end{bmatrix} \\ &> 0 \end{aligned}$$

$$\frac{d\beta}{d\gamma} = -\frac{\Delta_{\beta\gamma}}{\Delta} > 0$$



$$\Delta_{\beta\gamma} = \left[ \alpha v''(b^h) \right]^3 (1 - \pi)^2 p(1 - p) K u''(c^y) u'(c^d) > 0$$

■

Une augmentation de  $\gamma$  signifie une utilité marginale plus forte en cas de dépendance. Ceci implique que le parent est prêt à transférer davantage de ressources dans l'état de dépendance à l'aide d'un taux de co-assurance plus élevé. L'effet positif d'une augmentation de la demande d'assurance décès suite à une augmentation de  $\gamma$  est plus ambigu. Un  $\gamma$  plus élevé incite l'individu à augmenter  $c^d$  et donc à diminuer  $b^h$ ,  $b^y$ ,  $b^d$ ,  $c^h$ , et  $c^y$ . Une diminution de  $c^h$  et  $b^h$  nécessite un niveau d'épargne moindre puisqu'on a :

$$\Psi + s - c^h = b^h$$

La baisse du niveau d'épargne  $s$  va directement influencer  $b^y$  puisqu'on a :

$$b^y = \frac{1}{\pi} \beta + s$$

Mais à cause de la diminution de  $c^h$ , la diminution de  $s$  ne va que partiellement impacter  $b^h$  car :

$$b^h = \Psi + s - c^h$$

Afin de remplir la condition d'optimalité selon laquelle  $b^h = b^y$ , la prime d'assurance décès doit être augmentée.

### Statique comparative du revenu $w$

**Proposition 8** *Une augmentation du revenu de première période  $w$  diminue la demande d'assurance décès.*

**Proof.** Si on considère 9.26 et qu'on le dérive par rapport à  $w$ , on obtient l'équivalent du

vecteur  $X$  pour la variable  $w$ .

$$\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ -u''(c^y) \\ -u''(c^y) \\ -u''(c^y) \end{bmatrix}$$

■

On en déduit :

$$\frac{d\lambda}{dw} = -\frac{\Delta_{\lambda w}}{\Delta}$$

Avec

$$\Delta_{\lambda w} = -\underbrace{\frac{1-\pi}{1} [\alpha v''(b^y)]^3 u''(c^y)(1-p)}_{-} [u''(c^h) - \gamma u''(c^d)]$$

Le signe de  $\frac{d\lambda}{dw}$  est donc du même signe que l'expression  $[\gamma u''(c^d) - u''(c^h)]$ . Une augmentation de l'assurance dépendance suite à une augmentation du revenu ne pourra se produire uniquement que si l'augmentation du revenu en seconde période diminuera davantage l'utilité marginale de la consommation en état de bonne santé qu'en état de dépendance. En effet  $\frac{d\lambda}{dw} > 0$  uniquement si  $\gamma u''(c^d) > u''(c^h)$ . Comme les utilités secondes sont négatives, cela signifie qu'en valeur absolue la pente de l'utilité marginale en état de dépendance est plus faible qu'en état de bonne santé. Autrement dit, l'augmentation du revenu n'a un effet positif sur la demande d'assurance dépendance que si une variation du revenu de première période diminue davantage l'utilité marginale de la consommation en état de bonne santé qu'en état de dépendance.

$$\frac{d\beta}{dw} = -\frac{\Delta_{\beta w}}{\Delta} < 0$$

Avec

$$\Delta_{\beta w} = [\alpha v''(b^y)]^3 (1-p)(1-\pi) K u''(c^y) \gamma u''(c^d) < 0$$

Une augmentation du revenu  $w$  permet d'augmenter tous les niveaux de consommation et d'héritage dans les différents états de la nature. Par conséquent l'individu va chercher à augmenter son niveau de consommation dans les deux états de la nature de deuxième période. Pour cela il doit augmenter son niveau d'épargne. L'augmentation de l'épargne sera complètement reportée sur  $b^y$  mais à cause de l'augmentation de  $c^h$ , elle ne sera reportée que dans une moindre mesure sur  $b^h$ . Puisque  $b^h = b^y$  à l'optimum, la prime d'assurance décès devra donc être réduite.

### 9.3.2 Les différentes manières de modéliser l'utilité en présence du risque dépendance

Intergénérationnel		Modélisation de l'altruisme
		Les parents prennent en compte l'utilité de
Meier (98)	oui	leurs enfants dans leur décision d'assurance qu'ils pondèrent à l'aide d'un coefficient d'altruisme noté $\alpha$ .
		Il ne s'agit pas réellement d'altruisme. On suppose que les parents préfèrent que leurs enfants s'occupent d'eux plutôt que des professionnels.
Zweifel (98)	oui	Certains enfants valorisent positivement le fait de s'occuper de leurs parents et d'autres le valorise négativement.
		On ne prend pas en compte le niveau d'utilité des parents dans la fonction d'utilité des enfants
Pestieau (2003)	oui	A l'inverse de Meier, ce sont les enfants qui prennent en compte le niveau d'utilité des parents qu'ils pondèrent à l'aide d'un coefficient $\alpha$ .

Existence d'un contrat d'assurance	
Pauly90	non
Meier98	oui
Zweifel98	oui
Pestieau2003	non

### 9.3.3 Le modèle de Pauly

Supposons que l'assurance est souscrite dans la dernière année de vie ( $t = H$ ). Supposons également que le niveau de richesse  $W_H$  (qui sera totalement dépensé en consommation  $C_H$ , si la personne n'a pas recours à un établissement de soins) est inférieur à  $\bar{X}$ . Soit  $\hat{p}_H^s$  la probabilité d'être dépendant durant la période  $H$  (et donc d'entrer en établissement de soins) durant la période  $H$ . La prime nette actuarielle notée  $P$  qui permet à une personne de consommer un montant de soin  $X_H$  durant la période  $H$  est :

$$P = \hat{p}_H^s (X_H - W_H)$$

Elle correspond à l'espérance du sinistre notée  $(X_H - W_H)$ , le sinistre étant ici la différence entre ma richesse durant la période  $H$  et le coût des soins durant cette même période noté  $X_H$ . Le sinistre correspond ici au complément que je n'arrive pas à financer avec mon revenu de la période  $H$ . La valeur espérée nette de l'indemnité avec assurance, notée  $EI_A$ , sera alors :

$$EI_A = \hat{p}_H^s (X_H - \bar{X})$$

puisque Medicaid paiera  $\bar{X}$  quoi qu'il arrive. En effet l'indemnité n'est ici intéressante que si le montant de mes soins  $X_H$  dépasse le montant  $\bar{X}$  proposé par Medicaid, puisque le système Medicaid n'admet pas l'assurance complémentaire. Si  $X_H < \bar{X}$ ,  $EI_A$  est considérée égale à zéro. Inversement, la valeur espérée nette des indemnités allouées par Medicaid (notée  $EI_M$ ) sera de :

$$EI_M = \hat{p}_H^s (\bar{X} - W_H)$$

L'espérance de l'indemnité Medicaid est donc décroissante avec le revenu de la période ( $W_H$ ). Lorsque le niveau de richesse dépasse le montant garanti par Medicaid  $\bar{X}$ , Medicaid ne verse plus rien. En dernière période on a donc une indemnité qui est inférieure à la prime en espérance. Puisqu'on suppose que  $W_H < \bar{X}$ , on a bien :

$$\hat{p}_H^s (X_H - \bar{X}) < \hat{p}_H^s (X_H - W_H)$$

Puisque la valeur espérée avec assurance est inférieure à la prime actuarielle, il s'ensuit qu'une personne riscophobe ne souscrira pas d'assurance durant la dernière période de sa vie. L'individu n'a rationnellement pas intérêt à s'assurer. On peut étendre ce résultat à l'ensemble des périodes où le revenu de la période  $W_H$  est inférieur au montant de soins souhaité  $X_H$ . Autrement dit, à chaque fois que l'individu aurait potentiellement intérêt à s'assurer il ne le fait pas car à chaque fois la prime est supérieure à l'indemnité en espérance.

L'assurance pourrait toutefois être souscrite si le gain d'utilité provoqué par le passage de  $\bar{X}$  à  $X_H$  était suffisamment important. Autrement dit si la personne valorisait très fortement toute amélioration de la qualité de sa prise en charge. Mais cela suppose que l'utilité marginale de sa richesse en état de dépendance est plus forte qu'en état de bonne santé. Cela suppose une hypothèse forte sur l'influence de l'état sur la perception de sa richesse. Par ailleurs, plus  $W_H$  est élevé par rapport à  $\bar{X}$ , moins les indemnités Medicaid sont valorisées et donc moins elles découragent les individus de s'assurer. La concurrence de Medicaid par rapport à l'assurance privée décroît avec le revenu.

### **La prise en compte des comportements altruistes selon Pauly**

Si l'effet d'héritage joue, on choisira des niveaux de consommation courante plus bas, à richesse donnée, et ceci pour toutes les périodes exceptée la dernière. Cependant, même dans ce cas de plan de consommation altruiste, il se peut qu'il n'y ait pas de demande d'assurance dépendance puisque l'assurance, contrairement à l'épargne, n'augmente pas les opportunités de consommation future dans l'état de bonne santé. L'assurance n'augmente les opportunités de consommation future uniquement dans l'état de dépendance. Si en l'absence de dépendance, l'héritage que l'individu souhaite léguer excède l'héritage effectif à un moment de sa vie, il est plus probable que ce moment survienne dans un futur lointain que dans un futur proche. Par conséquent, il est probable que la menace que fait peser la dépendance sur les héritages survienne dans un futur plus éloigné, pour quelqu'un qui souscrit une assurance qui commence à la prochaine période. Mais les périodes plus éloignées sont les périodes pour lesquelles survivre en état de dépendance est peu probable puisqu'on est en fin de vie. Une assurance dépendance optimale devrait alors proposer une franchise importante même en absence de taux de chargement

et fournirait une couverture seulement dans le cas où la personne vive à la fois trop longtemps et soit également dépendante. Cette coïncidence est peu probable et donc la probabilité du sinistre est faible. Si on ajoute à ce type de contrat un taux de chargement, il est probable que la demande pour ce type de contrat soit faible. En effet le contrat optimal d'assurance proposerait alors une franchise importante, ne couvrirait l'individu que dans un cas très particulier et en plus serait coûteuse en termes actuariels dans la mesure où elle proposerait des taux de chargement. La demande pour un tel type de contrat serait alors faible.

En fait, le gain pour une personne riscophobe de s'assurer contre les coûts de la dépendance est moindre que le gain de s'assurer contre une maladie sévère et ceci pour un montant de dépense de soins équivalent. Par conséquent, même pour un taux de chargement faible, il est peu probable que les individus souhaitent s'assurer contre la dépendance. Il s'avère donc que plus l'utilité de l'héritage sera forte et moins l'utilité marginale de l'héritage déclinera brutalement avec l'âge, plus la demande d'assurance dépendance sera importante.

On peut alors se demander dans quel cas peut-on s'attendre à une forte demande d'assurance dépendance? Si un contrat de temporaire décès<sup>10</sup> est disponible et si l'individu décide d'y souscrire, il devrait alors également souscrire un contrat d'assurance dépendance. Ce cas de figure a été développé par la suite par d'autres auteurs et sera développé plus loin (Meier 1998). Si la temporaire décès est souscrite pour la période suivante nous avons obtenons alors la condition d'optimalité suivante :

$$(1 - p_{t+1}^h - p_{t+1}^s)U'_B(W_{t+1}) = U'(C_t)$$

$U'_B$  représente ici l'utilité marginale de l'héritage. Si je suis en bonne santé durant la période  $t$ , j'ai trois états de la nature possible dans la période  $t + 1$ . Soit je reste en bonne santé avec une probabilité  $p_{t+1}^h$ , soit je deviens dépendant avec une probabilité  $p_{t+1}^s$ , soit je décède avec une probabilité  $(1 - p_{t+1}^h - p_{t+1}^s)$ .  $(1 - p_{t+1}^h - p_{t+1}^s)$  représente donc une probabilité conditionnelle. C'est la probabilité de mourir en période  $t + 1$ , sachant que j'étais en bonne santé durant la période  $t$ . La condition d'optimalité nous amène à égaliser les utilités marginales entre les différents états.

---

<sup>10</sup>On traduit ici "term life insurance" par temporaire décès. C'est une assurance qui verse une prime aux proches en cas de décès de l'assuré. Si l'assuré cesse de verser ses primes, aucune sortie en capital n'est prévue et ses proches ne toucheront rien s'il décède. C'est une assurance pure, sans possibilité de sortie en capital.

Le patrimoine consécutif à une longue période de dépendance est inférieur à  $W_{t+1}$  (il sera de  $W_{t+1} - X$  si la dépendance dure une seule période), il s'ensuit que l'utilité marginale d'un dollar supplémentaire dans l'état de dépendance est nécessairement plus grande que l'utilité marginale d'un dollar dans l'état de mort soudaine. Puisque le niveau de richesse sera moindre, l'utilité marginale sera nécessairement plus forte. Ici on considère que la fonction d'utilité est la même quelque soient les états de la nature. Par conséquent, l'achat d'une temporaire décès devrait être accompagné d'un achat d'assurance dépendance et, pour un même taux de chargement, l'assurance dépendance devrait fournir une pleine couverture. Cette modélisation suppose que la probabilité de redevenir en bonne santé lorsqu'on est dépendant est nulle. Il est néanmoins possible d'imaginer le cas où une personne après avoir effectué un séjour en établissement de soins ne soit plus dépendante. On peut alors se demander dans quelle mesure cette probabilité non nulle de retrouver sa santé pourrait affecter la demande d'assurance dépendance.

Pour une assurance indemnitaire<sup>11</sup>, autrement dit qui verse une indemnité sur la base des dépenses de santé engagées, il est probable que même en cas de sortie de dépendance, la demande d'assurance reste faible. Supposons que la personne a une probabilité de sortie de dépendance que l'on note  $p_t^R$  (avec  $R$  pour recovery). La probabilité de devenir dépendant est toujours  $p_t^s$  ( $s$  pour sick). Un individu riscophobe préférera payer  $p_t^s \cdot p_t^R$  par dollar de couverture, plutôt que de faire face au risque de payer un dollar en établissements de soins puis de sortir de l'état de dépendance. L'individu serait incité à s'assurer que dans le cas de l'évènement joint où il devienne dépendant puis il sorte de la dépendance. Si l'assurance ne verse une indemnité seulement dans le cas d'une dépense de soins, une partie de l'avantage disparaît si l'on est indemnisé dans une situation dont on ne peut pas sortir (en l'occurrence la dépendance). On peut alors se demander quel est le type d'assurance qui augmenterait l'espérance d'utilité. L'assurance optimale serait celle qui paierait les coûts de dépendance seulement dans le cas où l'individu retrouve ses moyens par la suite. De tels contrats n'existent pas encore aux États-Unis ni en France d'ailleurs. Par conséquent, il n'est pas étonnant, il n'est pas surprenant qu'une assurance classique ne soit pas souscrite.

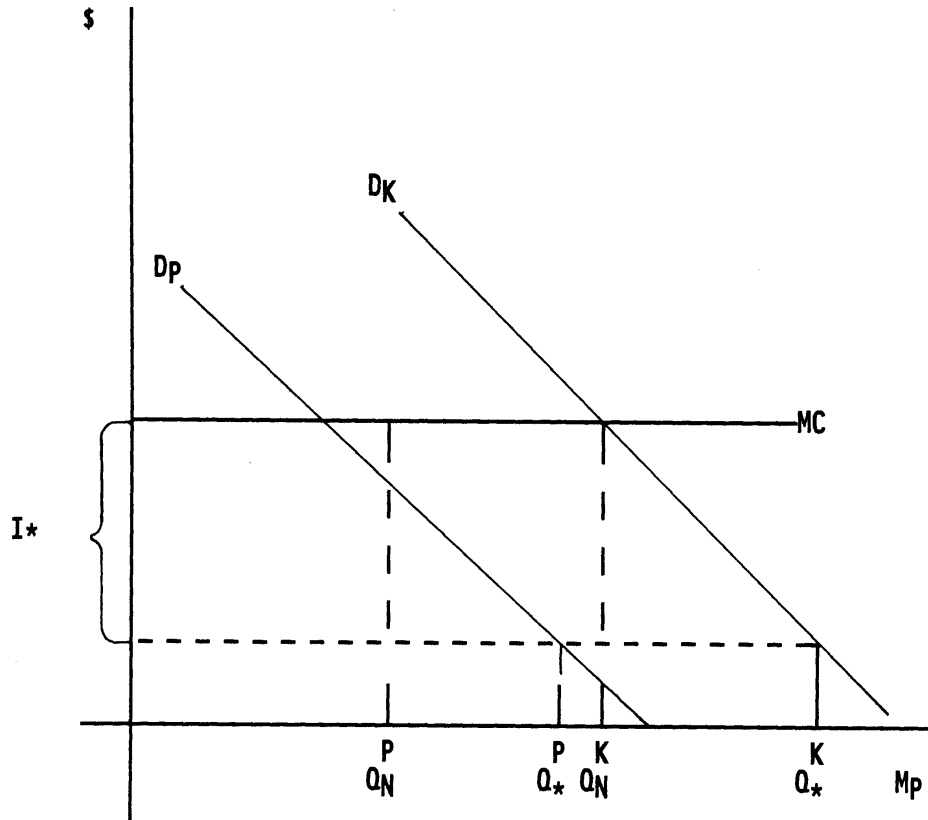
Il peut cependant apparaître incohérent d'introduire une temporaire décès dans le modèle

---

<sup>11</sup>Que l'on oppose aux produits forfaitaires qui verse uniquement une rente en cas de dépendance. La rente étant prévue au moment de la souscription du contrat et indépendante des dépenses de soins réelles.

et de continuer à supposer l'absence de contrats en rente adaptés dans la mesure où acheter une temporaire décès est équivalent à vendre des annuités (E.Yaari 1965).

**Etude graphique du niveau de couverture sur l'aide professionnelle demandée par les parents**



La lettre située en exposant de la quantité  $Q$  indique la nature de la personne concernée.  $K$  pour "kids" et  $P$  pour "parents". En indice, la lettre indique la présence ou non d'assurance.  $N$  pour "no insurance" et  $*$  pour un niveau d'assurance  $I^*$  souscrit par les parents.  $Q_*^K$  représente donc la quantité d'aide professionnelle demandée par les enfants pour leurs parents lorsque les parents ont souscrit une assurance pour un montant  $I^*$ . L'indemnité versée permet de diminuer le coût marginal de l'aide professionnelle.

Si on se réfère au graphique en annexe, la courbe de demande des enfants fixe le niveau  $Q_N^K$  d'aide professionnelle et donc par suite le niveau de leur propre aide  $A$ . En présence d'un



montant d'assurance  $I^*$ , les enfants vont décider d'apporter une quantité d'aide professionnelle plus importante à leurs parents (notée  $Q_*^K$ ) dans la mesure où elle est moins coûteuse. Si les parents pouvaient contrôler le niveau d'aide apporté par leurs enfants, ils pourraient décider de s'assurer et recevraient un montant d'aide professionnelle notée  $Q_*^P$ . Cette quantité correspond au niveau d'aide optimale souhaitée par les parents en présence d'assurance. Mais s'ils s'assurent les parents seront obligés de surconsommer de l'aide professionnelle à un niveau  $Q_*^K$ . Ils recevront moins d'aide de leurs enfants qu'au niveau  $Q_*^P$  et paieront malgré tout une prime d'assurance. Les parents décideront donc ne pas s'assurer même s'ils sont ricophobes car ils préféreront toujours un montant d'aide professionnelle  $Q_N^K$ , plutôt qu'un montant d'aide  $Q_*^K$ .

---



---

$D_P$	Demande des parents pour l'aide professionnelle
$D_K$	Demande des enfants pour une aide pour leurs parents
$M_P$	Coût marginal des soins qui égal au prix = courbe d'offre de soins
$I^*$	Indemnité versée par la compagnie d'assurance

---



---

### Les options de politique publique selon Pauly

Afin de lutter contre cette absence d'offre d'assurance, plusieurs mécanismes ont été proposés.

Un premier mécanisme consiste à créer une taxe qui permette de créer un compte médical individuel. Une partie des fonds déposés sur ce compte constitueront un capital avec intérêt pour faire face aux coûts de dépendance et l'autre partie sera mutualisée avec les versements des autres individus dans une sorte d'assurance dépendance (Bowen & Burke 1985). Ce type de produit propose donc une partie en capitalisation et une partie en assurance pure. Ce type de contrat ressemble à un contrat d'épargne retraite sauf qu'une partie des fonds est affectée aux soins de dépendance. En France, les assureurs réfléchissent à un contrat qui couvrirait à la

fois la retraite et la dépendance<sup>12</sup>.

La rationalité individuelle peut donc conduire les individus à ne pas s'assurer contre la dépendance parce que la valeur d'un euro dans l'état dépendant est trop faible ou à cause d'un aléa moral intergénérationnel. La question est alors de savoir si cette décision individuelle rationnelle doit être contrecarrée par une incitation fiscale. Si rationnellement les individus ne souhaitent pas s'assurer, pourquoi devrions nous les y inciter ? Si le marché des annuités reste imparfait, il n'est pas évident qu'une incitation fiscale augmente le bien-être collectif. Améliorer l'efficacité du marché des annuités serait une première étape intéressante pour développer le marché de l'assurance dépendance. Dans la situation actuelle, accorder des subventions aux bas revenus ne serait pas nécessairement justifié. Améliorer la capacité à définir et mesurer les conditions qui déclenchent le paiement des indemnités dépendance et ainsi éviter un aléa moral intergénérationnel est probablement plus efficace que de subventionner les contrats d'assurance actuels.

Si l'assurance dépendance peut être structurée comme une annuité, un produit de ce type peut améliorer le bien-être, en réduisant la part d'héritage non intentionnel. Une assurance dépendance sociale financée par prélèvement obligatoire pourrait dans ce cas avoir un effet négatif sur le niveau d'épargne comme peut l'avoir la sécurité sociale. Le principal avantage d'une assurance dépendance plus étendue, quelle soit public ou privée bénéficierait en premier lieu aux héritiers riscophobes qui pourraient ainsi réduire le risque attaché à l'héritage qu'ils recevront. Il ne sera plus soumis au risque d'être utilisé pour payer les factures de l'établissement de soins des parents. Cette amélioration de bien-être est rarement citée dans le débat sur l'assurance dépendance et on comprend pourquoi. Elle n'apparaît pas comme une préoccupation essentielle du débat public. Il existe un cas cependant où le fait de subventionner la couverture réduit les dépenses Medicaid, discuté par Pauly par ailleurs (Pauly 1989). Mais en ce qui concerne les personnes âgées disposant d'un certain revenu, l'effet des incitations fiscales sur les économies Medicaid est *a priori* faible.

La demande pour l'assurance dépendance devrait être plus forte pour les individus déjà titulaires d'une temporaire décès. Les personnes plus jeunes (qui sont malgré tout elles aussi

---

<sup>12</sup>Pour preuve la conférence organisée par l'Argus de l'assurance le 11 Mars 2008 intitulée "Dépendance Re-traité : quels financements complémentaires?".

soumises au risque de dépendance) et pour lesquelles un séjour en établissement de soins avant le décès pourrait priver l'époux survivant d'un revenu significatif (d'autant que plus on est dépendant jeunes plus on a une probabilité forte d'être dépendant longtemps) devraient être les plus intéressées par l'assurance dépendance. En revanche les veufs et les veuves, même pour ceux qui peuvent s'offrir ce type de contrat devraient rester réticent à l'acheter.

### 9.3.4 Le modèle de Zweifel

#### Les notations du modèle de Zweifel

---



---

$p_t^h$	Probabilité de survivre à la période $t$ en bonne santé
$p_t^s$	Probabilité de survivre à la période $t$ en étant dépendant
$C^t$	Montant de la consommation durant la période $t$
$H$	Durée maximum de périodes durant la vie
	Niveau d'utilité lorsqu'on souffre de maladie chronique
$\bar{U}^s$	et que l'on consomme $\bar{X}$ \$ de soins par période.
	Dans ce cas, on suppose que $\bar{X}$ englobe l'ensemble des consommations de la période <sup>13</sup> .

---



---

Les notations indiquent en exposant le type d'individu,  $K$  pour "kids" ou  $P$  pour "parents". En indice on indique l'état dans lequel se trouve les parents.  $L$  pour "long-term care" et  $N$  pour "no long-term-care".  $W_N^K$  correspond ainsi à la richesse finale des enfants lorsque leurs parents n'ont pas connu de période de dépendance.

$\mathbf{H}$  : correspond au coût brut de la prise en charge évalué en unités de temps (heures) effectuées par un professionnel.

$\mathbf{pH}$  : représente donc le coût brut de la dépendance.

$\mathbf{A}_L^K$  : correspond aux heures de soins fournies par les enfants, valorisées au prix  $p$ .

---

<sup>13</sup>On suppose donc qu'en situation de dépendance, on ne sépare pas la consommation de soins de la consommation de biens et services. Les deux étant totalement imbriquées, on considère que la consommation totale de la période est mesurée par la somme  $\bar{X}$ .

$\mathbf{p}(\mathbf{H} - \mathbf{A}_L^K)$  : correspond donc au coût net de la dépendance, au coût à financer par l'individu et la famille.

$\mathbf{c}(\mathbf{R}^p)$  : représente le taux de co-assurance. Mais dans ce cas il s'agit du reste à charge pour l'assuré et non de la part du risque supporté par l'assureur. Dans la modélisation habituelle on appelle co-assurance la part du risque supporté par l'assureur et on le note  $a$ .  $c$  correspond ici à la variable de décision  $(1 - a)$  (Gollier 1992)<sup>14</sup>. Ce reste à charge dépend négativement de la prime avec  $\frac{\partial c}{\partial R^p} < 0$ .

$\mathbf{p}$  : coût horaire d'un soin long terme.

$\mathbf{cp}$  : coût horaire net (après avoir déduit les indemnités d'assurance) d'un soin long terme.

$\mathbf{R}^p$  : prime d'assurance payée par les parents.

$\pi$  : probabilité des parents d'être dépendants.

$\pi_0$  : probabilité du risque de dépendance pour laquelle la prime excède l'indemnité. Si  $\pi = 1$ , tout le monde devient nécessairement dépendant. Dans ce cas  $\pi_0 = \frac{1}{1+g}$  avec  $g$  qui correspond au taux de chargement de l'assureur.  $\pi_0$  représente donc le niveau de probabilité au delà duquel, il n'est plus rationnel de s'assurer et donc le marché disparaît.

## Les périodes

**La période 0** correspond à la période  $[-1; 0]$ . Durant cette période, les parents sont en **fin de vie active**. Les parents doivent faire face au risque de dépendance de leurs propres parents. Ils vont financer la dépendance de leurs parents ou les aider. La dépendance des grands-parents va donc réduire le capital des parents en début de retraite que l'on note  $\overline{W}^P$ . Cette réduction va s'effectuer *via* l'héritage qu'ils vont recevoir. C'est durant la période 0 que les parents prennent les décisions concernant les grands parents. A la date  $t=0$ , les parents prennent leur retraite avec un capital  $\overline{W}^P$ . Ce capital dépend de l'épargne accumulée tout au long de la vie, du coût de la dépendance des grands-parents et de l'héritage reçu des grands-parents. On suppose qu'après la date  $t=0$ , la dépendance des grands-parents n'a plus d'effet sur la richesse des parents.

**La période 1** correspond à la période  $[0; 1]$ . Elle correspond à une **période de retraite active**. Les parents sont à la retraite. Ils ne travaillent plus. Durant cette période on fait

---

<sup>14</sup>cf Eeckhoudt et alii p.140.

l'hypothèse que leur risque  $\pi$  de devenir dépendant est nul. C'est à ce moment que les parents vont prendre leurs décisions de s'assurer ou non contre le risque dépendance auquel ils feront face en période 2. Ils vont déterminer le montant de la prime d'assurance  $R^P$  qu'ils souhaitent ainsi que le niveau de consommation en période de retraite active  $C^P$ . En période 1, ils contrôlent donc deux variables  $R^P$  et  $C^P$ . La troisième variable contrôlée par les parents  $C_N^P$ , correspond à la consommation de seconde période en cas de non dépendance. Elle n'est donc pas contrôlée en première période. Plus ils consomment en période de retraite active, moins ils pourront payer une prime d'assurance élevée. Inversement, plus ils s'assurent en période de retraite active, plus ils seront couverts en cas de dépendance *via* le coefficient de reste à charge  $c(R^P)$ . Les retraités actifs doivent donc arbitrer entre faire des voyages tant qu'ils sont encore en bonne santé ou économiser pour payer une prime d'assurance dépendance relativement importante.

**La période 2** correspond à la période [1;2]. Elle correspond à une **période de fin de retraite avec risque de dépendance**. Durant cette période les parents ont une probabilité  $\pi$  de devenir dépendants qui est non négligeable. Deux cas de figure sont alors possibles.

**Période 2 avec dépendance** Les parents supportent un coût de la dépendance qui correspond au coût brut  $H$  en heures de soins moins l'aide en temps apportée par leurs enfants  $A_L^K$ , valorisé à un coût horaire  $p$ . Il faut également soustraire de ce coût l'indemnité versée par l'assureur. Ils supportent donc un coût net de la dépendance qui peut s'écrire  $c(R^P)(H - A_L^K)p$ . On considère qu'en situation de dépendance les parents ne consomment pas. Plus exactement, on suppose qu'en dépendance la consommation est complètement incluse dans les soins. Par conséquent, dans ce modèle  $C_L^P$  n'existe pas.

**Période 2 sans dépendance** Les parents ont une probabilité  $(1 - \pi)$  de ne pas être dépendants. Dans ce cas ils ne supportent pas le coût de la dépendance  $c(R^P)(H - A_L^K)p$ . En revanche, ils ont une consommation de période 2 notée  $C_N^P$ . Ils versent le même montant de prime qu'en cas de dépendance soit  $2R^P$ .

A noter qu'il existe deux périodes de décalage entre les parents et les enfants. Cela signifie qu'en fin de seconde période les enfants se trouveront dans une situation analogue à celle de leurs parents en fin de période 0. Ils entreront dans une période de retraite active avec un capital

qui aura subi la dépendance de leurs parents *via* l'héritage reçu.

### Les fonctions d'utilité

Dans ce modèle, les parents ont 3 fonctions d'utilité différentes.  $U^P$  est la fonction qui valorise leur richesse en période 0 et 1, autrement dit tant qu'ils ne sont pas soumis au risque de dépendance. En seconde période, leur fonction d'utilité se modifie. On suppose ainsi que même s'ils ne sont pas dépendants en seconde période leur perception de la richesse se modifie en raison de leur âge. Ils appliquent alors une fonction d'utilité  $U_N^P$ . Si en seconde période ils sont dépendants, ils appliquent une troisième fonction d'utilité  $U_L^P$ . En réalité, cela revient à adopter une fonction d'utilité multivariée (trivariée en l'occurrence), dans la mesure où la perception de richesse d'un individu dépend également de son âge ainsi que de son état de santé. Cependant la fonction d'utilité n'est qu'incomplètement multivariée dans la mesure où tous les cas ne sont pas pris en compte. Il serait possible d'écrire une seule fonction d'utilité de la forme  $U(W, Age, Dépendance)$ . Le fait de choisir 3 fonctions distinctes plutôt qu'une seule fonction multivariée permet tout simplement de simplifier le calcul des dérivées croisées.

Il en va de même pour les enfants. La perception de leur richesse n'est pas la même selon que leurs parents sont dépendants ou non. On a en effet  $U_L^K$  et  $U_N^K$ . Cette distinction s'explique par le fait que lorsque leurs parents sont dépendants, leur utilité ne dépend plus uniquement de la richesse mais aussi du temps consacré à s'occuper d'eux.

**La consommation et la richesse finale sont des biens normaux.** Un bien normal se définit comme un bien dont la demande augmente en cas d'augmentation du revenu et baisse en cas de diminution du revenu. La quantité demandée augmente toujours dans le même sens que le revenu. Ici la consommation et la richesse finale sont considérées comme des biens normaux dans la mesure où l'utilité augmente quand les quantités de consommation et de richesse finale augmentent. On a donc :

$$\frac{\partial U_L^K}{\partial C^K} > 0$$

$$\frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} > 0$$

## Fonctions d'utilité des parents

### Utilité des parents en cas de dépendance

$$U_L^P(A_L^K, W_L^P) \tag{9.29}$$

$$\text{avec } W_L^P = \bar{W}^P - C^P - R^P - c(R^P)(H - A_L^K)p - R^P \tag{9.30}$$

Dans cet état la consommation des parents en période 1 peut donc s'écrire :

$$C^P = \bar{W}^P - W_L^P - R^P - c(R^P)(H - A_L^K)p - R^P \tag{9.31}$$

### Utilité des parents en cas de non dépendance

$$U_N^P(C_N^P, W_N^P) \tag{9.32}$$

$$\text{avec } W_N^P = \bar{W}^P - C^P - R^P - C_N^P - R^P \tag{9.33}$$

Dans cet état la consommation des parents en période 1 peut donc s'écrire :

$$C^P = \bar{W}^P - W_N^P - R^P - C_N^P - R^P \tag{9.34}$$

La consommation des parents en cas de non dépendance peut aussi s'écrire :

$$C_N^P = \overline{W}^P - W_N^P - R^P - C^P - R^P \quad (9.35)$$

## Fonctions d'utilité des enfants

### Utilité des enfants en cas de dépendance des parents

$$U_L^K(A_L^K, C^K, W_L^K) \quad (9.36)$$

$$\text{avec } W_L^K = (T - A_L^K)w - C^K + W_L^P \quad (9.37)$$

Dans cet état la consommation des enfants en première période peut donc s'écrire :

$$C^K = (T - A_L^K)w - W_L^K + W_L^P \quad (9.38)$$

A noter que le niveau d'aide des enfants  $A_L^K$  a un effet direct sur l'utilité des enfants mais aussi un effet indirect *via* le coût d'opportunité de cette aide  $-w$  et un second effet indirect *via* le montant de l'héritage  $W_L^P$  qui dépend lui aussi du niveau d'aide conformément à la relation 9.30.

### Utilité des enfants en cas de non dépendance des parents

$$U_N^K(C^K, W_N^K) \quad (9.39)$$

$$\text{avec } W_N^K = wT - C^K + W_N^P \quad (9.40)$$



Dans cet état la consommation des enfants en première période peut aussi s'écrire :

$$C^K = wT - W_N^K + W_N^P \quad (9.41)$$

### La notion d'altruisme

Une des forces de ce modèle réside dans le fait que le signe de  $\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K}$  reste indéterminé. Si  $\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} > 0$ , cela suppose que les enfants trouvent une satisfaction à venir en aide à leurs parents. On peut supposer que dans ce cas les enfants sont altruistes. Dans le cas contraire, les enfants sont supposés détester le fait de s'occuper de leurs parents. **Fort heureusement, les conclusions du modèle ne dépendent pas des hypothèses sur le comportement altruiste des enfants.** Les enfants doivent donc opérer un arbitrage en seconde période entre "venir en aide à leurs parents" ce qui réduit leur temps disponible pour travailler et donc leur salaire mais accroît leur héritage futur et "ne pas s'occuper de leurs parents". Dans ce cas, les enfants peuvent gagner plus grâce à leur travail mais par conséquent ne pas bénéficier d'un héritage conséquent. Le fait que l'enfant vienne en aide à ses parents n'est pas jugé d'un point de vue moral mais uniquement par rapport à l'impact que cette aide va avoir sur la consommation et la richesse finale de l'enfant *via* l'héritage qu'il recevra de ses parents.

En réalité le fait d'utiliser le terme d'altruisme dans le cas où  $\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} > 0$  peut prêter à confusion. L'altruisme implique en réalité que le niveau d'utilité des parents entre en compte dans la fonction d'utilité des enfants (Pestieau et al. 2003). L'utilité de l'enfant  $i$  peut alors s'écrire :

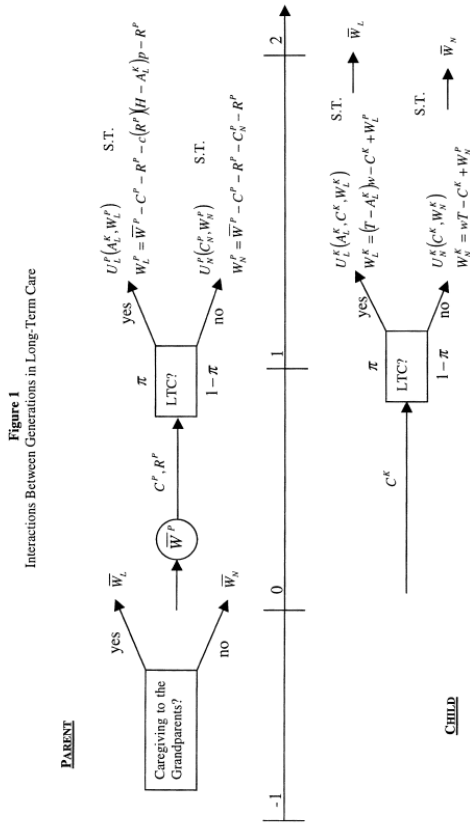
$$U_i^K (C^K, C^P) = u^K (c_i^K) + \beta_i v_i^P (c_i^P)$$

$\beta_i$  représentant le niveau d'altruisme de l'enfant  $i$  et  $c_i^P$  la consommation du parent  $i$  de l'enfant  $i$ . Dans ce cas le niveau d'utilité des parents influence directement le niveau de satisfaction des enfants. Meier utilise une modélisation de l'altruisme similaire (Meier 1998). Dans le modèle utilisé par Zweifel l'enfant reste intéressé. Il ne prend pas en compte le niveau d'utilité de ses parents. C'est pourquoi il est préférable de parler d'enfant individualiste qui peut être soit "bon" (qui ressent de l'amour filial ou de la reconnaissance) si  $\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} > 0$  soit "mauvais" (ou

ingrat) si  $\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} < 0$ .

A l'inverse, le fait que le parent laisse une richesse  $W_L^P$  à son enfant n'est pas un signe d'altruisme de leur part. Cela provient uniquement du fait que le parent ne connaît pas la date de sa mort. Zweifel justifie le fait que les individus sont considérés comme individualistes en raison de leur âge. Dans la plupart des modèles intergénérationnels, les transferts s'effectuent entre des parents d'âge mur et des jeunes enfants. C'est pourquoi l'hypothèse de comportement altruiste de la part des parents est plausible entre des jeunes parents et des nourissons sans défense (Becker 1974). Dans le cas de la dépendance, les transferts s'effectuent entre des parents âgés et des enfants qui ont atteint l'âge mur et qui sont la plupart du temps eux-mêmes parents. On étudie donc la même relation mais 40 ou 50 ans plus tard. C'est pourquoi on peut supposer que dans ce dernier cas les parents et les grand-parents adoptent de part et d'autres des comportements individualistes dans la mesure où ils poursuivent chacun leurs propres intérêts.

## Le modèle



## Maximisation de l'enfant

Il est préférable de commencer par le programme de l'enfant dans la mesure où le parent va décider de son niveau d'assurance en fonction du comportement de son enfant. Il convient donc de maximiser l'espérance d'utilité de l'enfant puis de voir comme elle évolue suite à la souscription d'un contrat d'assurance par les parents. Lorsque le parent connaîtra le comportement de l'enfant il maximisera à son tour son utilité en intégrant comme contrainte le fait que son enfant poursuit toujours la maximisation de son utilité propre.

**Maximisation de première période : le niveau de consommation** On suppose ici que l'enfant prend sa décision en deux temps. Dans un premier temps, il maximise son espérance

d'utilité par rapport à son niveau de consommation. Cette décision se prend durant la première période à l'aide du programme suivant :

$$\underset{C^K}{Max} EU^k = \pi U_L^K (A_L^K, C^K, W_L^K) + (1 - \pi) U_N^K (C^K, W_N^K) \quad (9.42)$$

Ensuite après la date t=1, on suppose que l'individu ne peut plus revenir sur son niveau de consommation, la seule variable qu'il peut encore modifier concerne l'aide qu'il sera susceptible d'apporter à ses parents  $A_L^K$ . On a donc une optimisation en deux temps.

La condition de première ordre du programme 9.42 est donnée par l'équation suivante :

$$\begin{aligned} \frac{\partial EU^K}{\partial C^K} &= \pi \left[ \frac{\partial U_L^K}{\partial C^K} + \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \frac{\partial W_L^K}{\partial C^K} \right] \\ &+ (1 - \pi) \left[ \frac{\partial U_N^K}{\partial C^K} + \frac{\partial U_N^K}{\partial W_N^K} \frac{\partial W_N^K}{\partial C^K} \right] \\ &= 0 \end{aligned} \quad (9.43)$$

Si on remplace par les dérivées partielles on obtient :

$$\begin{aligned} \frac{\partial EU^K}{\partial C^K} &= \pi \left[ \frac{\partial U_L^K}{\partial C^K} - \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \right] \\ &+ (1 - \pi) \left[ \frac{\partial U_N^K}{\partial C^K} - \frac{\partial U_N^K}{\partial W_N^K} \right] \\ &= 0 \end{aligned} \quad (9.44)$$

**Maximisation de seconde période : le niveau d'aide** Durant la seconde période (autrement dit après la date t=1), l'individu ne peut plus faire varier sa consommation. En revanche, on suppose qu'en deuxième période, l'état de santé des parents est connu. Il ne maximise plus une espérance d'utilité mais bien son utilité certaine en fonction du niveau d'aide  $A_L^K$  qu'il peut apporter à ses parents. On cherche donc les conditions pour lesquelles l'utilité de l'enfant,

lorsque son parent est dépendant, est maximum. Ce niveau d'aide va avoir une conséquence financière sur le montant d'héritage qu'il va recevoir à la mort de ses parents. L'enfant va donc maximiser  $U_L^K(A_L^K)$ , son utilité dans le cas où son parent est dépendant par rapport à  $A_L^K$ . On obtient donc :

$$\frac{dU_L^K}{dA_L^K} = \frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} + \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \frac{\partial W_L^K}{\partial A_L^K} + \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \frac{\partial W_L^K}{\partial W_L^P} \frac{\partial W_L^P}{\partial A_L^K} = 0 \quad (9.45)$$

Le niveau d'aide influence l'utilité de l'enfant de trois manières, directement, *via* le coût d'opportunité de cette aide et *via* l'héritage. Or on sait d'après 9.37 et 9.30 que :

$$\begin{aligned} \frac{\partial W_L^K}{\partial A_L^K} &= -w \\ \frac{\partial W_L^K}{\partial W_L^P} &= 1 \\ \frac{\partial W_L^P}{\partial A_L^K} &= cp \end{aligned} \quad (9.46)$$

La relation 9.46 suppose que les frais de succession sont nuls.

On peut donc écrire 9.45 de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \frac{dU_L^K}{dA_L^K} &= \frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} - \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} [w - cp] = 0 \\ \text{avec } c &= c(R^P) \end{aligned} \quad (9.47)$$

Par la suite on suppose que  $w \neq cp$ .

$w$  représente ici le coût marginal d'opportunité de l'aide que j'apporte à mes parents. Chaque heure que je consacre à mes parents, c'est une heure que je ne passerai pas à travailler sur le marché du travail.  $w$  représente tout simplement le taux de salaire.

$cp$  correspond ici à l'avantage marginal que l'enfant a à aider ses parents *via* l'héritage  $W_L^P$  qu'ils vont lui laisser et qui va modifier sa richesse finale  $W_L^K$ .

Par hypothèse, l'utilité marginale de la richesse est positive donc  $\frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} > 0$ . Le signe de 9.47 dépend donc du signe de  $\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K}$  et du signe de  $[w - cp]$ . On peut donc distinguer deux cas.

**1° cas :**  $w < cp$  signifie que les enfants gagnent moins à la marge sur le marché du travail que ce qu'ils pourraient gagner *via* l'héritage de leurs parents à condition qu'ils les aident. Il est plus rentable pour l'enfant d'aider ses parents plutôt que de travailler sur le marché du travail. Dans ce cas l'expression  $-\frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} [w - cp]$  est positive. Le fait d'aider ses parents dépendants augmente l'utilité de l'enfant. Cet effet peut cependant être contrebalancé par le signe de  $\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K}$  qui représente le plaisir ou déplaisir marginal que l'enfant éprouve lorsqu'il aide ses parents. S'il est "bon", l'individu a intérêt à passer tout son temps disponible à aider ses parents et donc 9.47 est positif. On obtient alors une situation extrême où  $T = A_L^K$ . Si par contre l'enfant est "mauvais", l'enfant peut ne pas passer tout son temps libre à aider ses parents mais  $A_L^K$  restera positive. L'enfant peut aussi devenir "mauvais" au fur et à mesure qu'il augmente son niveau d'aide  $A_L^K$ . Il est tout à fait plausible de supposer que pour un certain niveau de  $A_L^K$ , l'enfant ne supporte plus ses parents et devienne "mauvais". On voit ici que la stricte rationalité financière de l'enfant représentée par  $-\frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} [w - cp]$  peut être tempérée par l'ingratitude filiale représentée par  $\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} < 0$ .

**2° cas :**  $w > cp$  signifie que les enfants gagnent plus à la marge sur le marché du travail que *via* l'héritage de leurs parents, ils ne vont pas être financièrement incités à aider leurs parents. Dans ce cas, si l'enfant est "mauvais",  $\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} < 0$ , il ne va pas du tout aider ses parents et  $A_L^K = 0$ . On retrouve une solution en coin. À l'inverse l'amour filial peut compenser l'intérêt qu'il a à ne pas aider ses parents. Si  $\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} > 0$  l'enfant peut malgré tout aider ses parents même si d'un point de vue strictement financier, il aurait plutôt intérêt à travailler davantage sur le marché du travail. Le fait de laisser le signe de  $\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K}$  indéterminé nous empêche de conclure à une solution en coin. Autrement dit, une solution où l'enfant passerait tout son temps à aider ses parents ou tout son temps à travailler. Dans les deux cas vus précédemment le degré d'amour filial peut contrebalancer la stricte rationalité financière.

## Statique comparative de l'enfant

Cette section tente de comprendre comment varie l'aide de l'enfant lorsque le niveau de couverture choisi par le parent varie. Le niveau d'assurance souscrit par le parent permet de modifier le comportement optimisateur de l'enfant. On étudie ici comment suite à une modification du niveau de couverture  $R^P$ , l'enfant déterminera de nouveaux optimaux pour les variables  $A_L^K$  et  $C^K$ .

**L'effet d'une variation de la prime des parents sur l'aide des enfants** Considérons le résultat 9.47 comme une fonction de deux variables telle que :

$$\frac{dU_L^K}{dA_L^K}(A_L^K, C^K)$$

En prenant la dérivée totale de cette fonction, on étudie comment une légère variation de  $A_L^K$  va être compensée par une variation de  $C^K$  afin que l'utilité de l'enfant reste à son maximum.

On obtient donc :

$$\frac{dA_L^K}{dR^P} = \frac{-\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial A_L^K \partial R^P}}{\frac{\partial^2 U_L^K}{(\partial A_L^K)^2}} \quad (9.48)$$

Pour que  $U_L^K$  atteigne un maximum en  $A_L^K$ ,  $U_L^K$  est nécessairement concave donc  $\frac{\partial^2 U_L^K}{(\partial A_L^K)^2} < 0$ . Le signe de 9.48 dépend donc nécessairement de son numérateur. A partir de la relation 9.47 on peut écrire :

$$\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial A_L^K \partial R^P} = \frac{\partial}{\partial R^P} \left[ \frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} - \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} [w - cp] \right] \quad (9.49)$$

Grâce au théorème de Schwartz, la relation 9.49 peut se réécrire

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 U_L^K}{\partial A_L^K \partial R^p} &= \frac{\partial^2 U_L^K}{\partial A_L^K \partial W_L^K} \frac{\partial W_L^K}{\partial W_L^P} \frac{\partial W_L^P}{\partial R^p} \\ &\quad - \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K \partial W_L^K} \frac{\partial W_L^K}{\partial W_L^P} \frac{\partial W_L^P}{\partial R^p} [w - cp] \\ &\quad + \left[ \frac{\partial c(R^p)}{\partial R^p} p \right] \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \end{aligned}$$

D'après la relation 9.30 on a :

$$\frac{\partial W_L^P}{\partial R^p} = - \frac{\partial c}{\partial R^p} (H - A_L^K) p - 2 \quad (9.50)$$

On peut donc remplacer les dérivées partielles par les expressions 9.50 et 9.46. On obtient :

$$\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial A_L^K \partial R^p} = \frac{\partial^2 U_L^K}{\partial A_L^K \partial W_L^K} \left[ - \frac{\partial c}{\partial R^p} (H - A_L^K) p - 2 \right] - \quad (9.51)$$

$$\frac{\partial^2 U_L^K}{(\partial W_L^K)^2} \left[ - \frac{\partial c}{\partial R^p} (H - A_L^K) p - 2 \right] [w - cp] \quad (9.52)$$

$$+ \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \left[ \frac{\partial c}{\partial R^p} p \right] \quad (9.53)$$

Avant de conclure sur le signe de 9.49, il convient de formuler plusieurs hypothèses.

**L'hypothèse sur la concavité des fonctions d'utilité** entraîne  $\frac{\partial^2 U_L^K}{(\partial W_L^K)^2} < 0$  et  $\frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} > 0$ . Par définition  $\frac{\partial c}{\partial R^p}$  est toujours négatif puisque  $c$  représente le coefficient de reste à charge pour l'assuré, autrement dit, la part du sinistre qui n'est pas indemnisée par l'assureur. On a donc

$$\frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \left[ \frac{\partial c}{\partial R^p} p \right] < 0$$



**Le signe de la dérivée croisée**  $\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial A_L^K \partial W_L^K} < 0$  suppose que toute richesse supplémentaire augmente l'utilité mais que son utilité marginale décroît lorsque le temps disponible pour profiter de cette richesse décroît en raison du temps croissant consacré aux parents. Plus j'aide mes parents, moins mon niveau de satisfaction est sensible à l'augmentation de ma richesse. Moins j'ai de temps libre à cause d'une augmentation de  $A_L^K$ , moins mon niveau de richesse influence mon niveau de satisfaction.

**L'hypothèse sur la probabilité de devenir dépendant** suppose que  $\pi$  ne doit pas excéder une certaine limite  $\pi_0$  qui est définie par :

$$\pi_0 = \frac{1}{(1+g)}$$

avec  $g$  qui correspond à un taux de chargement. Dans ce cas la probabilité de devenir dépendant est tellement élevée que le taux de rendement de l'assurance est inférieur à 1. Le taux de rendement de l'assurance mesure la relation entre 1 euro supplémentaire dépensé en prime et l'augmentation de mon indemnité  $X$  en cas de sinistre. Il s'écrit :

$$\frac{dX}{dR^P} = \frac{1}{\pi(1+g)}$$

Par conséquent si  $\pi < \pi_0$ , cela signifie que j'ai intérêt à m'assurer.

**L'hypothèse sur l'avantage marginal à s'assurer positif**  $-\frac{\partial c}{\partial R^P} (H - A_L^K) p$  peut s'interpréter comme le bénéfice marginal de s'assurer. Si j'augmente ma prime  $R^P$  de 1 euro de combien va diminuer le reste à charge. A l'inverse, le coût marginal de mon assurance est égal à  $-2$  dans la mesure où je paie ma prime deux fois, en  $t=0$  et en  $t=1$ . On peut donc conclure que si  $\pi < \pi_0$ , alors mon bénéfice marginal à m'assurer est toujours plus grand que le coût marginal de mon assurance et donc :

$$\left[ -\frac{\partial c}{\partial R^P} (H - A_L^K) p - 2 \right] > 0 \quad (9.54)$$

C'est donc sous l'hypothèse  $\pi < \pi_0$  que les résultats ci-dessous sont obtenus. Cette hypothèse

est cependant tout à fait réaliste puisque si  $\pi < \pi_0$  aucun consommateur rationnel n'aura intérêt à souscrire un contrat d'assurance et donc le marché disparaîtra. On supposera par la suite que 9.54 est toujours vérifié. S'il ne l'est pas les parents n'ont plus intérêt à s'assurer et donc le marché disparaît. On peut alors distinguer deux cas.

**1° cas :**  $w < cp$  Dans ce cas l'expression 9.49 est négative

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 U_L^K}{\partial A_L^K \partial R^p} &= \underbrace{\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial A_L^K \partial W_L^K}}_{-} \underbrace{\left[ -\frac{\partial c}{\partial R^p} (H - A_L^K) p - 2 \right]}_{+} \\ &\quad - \underbrace{\frac{\partial^2 U_L^K}{(\partial W_L^K)^2}}_{-} \underbrace{\left[ -\frac{\partial c}{\partial R^p} (H - A_L^K) p - 2 \right]}_{+} \underbrace{[w - cp]}_{-} \\ &\quad + \underbrace{\frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \left[ \frac{\partial c}{\partial R^p} p \right]}_{-} \end{aligned}$$

et par conséquent 9.48 est négatif.

$$\frac{dA_L^K}{dR^p} < 0 \quad \text{si} \quad w < cp$$

Si le parent augmente le montant de sa prime d'assurance  $R^p$ , il va désinciter l'enfant à lui consacrer du temps et donc  $A_L^K$  va diminuer. Les parents n'ont donc aucun intérêt à s'assurer, à supposer qu'ils préfèrent être aidés par leurs enfants plutôt que par un professionnel.

**2° cas :**  $w > cp$  signifie qu'à la marge, l'enfant gagne plus sur le marché du travail que ce qu'il pourrait gagner en aidant ses parents et en protégeant ainsi son héritage futur. Dans ce cas, le signe de 9.49 est donc indéterminé.

$$\begin{aligned}
\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial A_L^K \partial R^p} &= \underbrace{\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial A_L^K \partial W_L^K} \left[ -\frac{\partial c}{\partial R^p} (H - A_L^K) p - 2 \right]}_{-} \\
&\quad - \underbrace{\frac{\partial^2 U_L^K}{(\partial W_L^K)^2} \left[ -\frac{\partial c}{\partial R^p} (H - A_L^K) p - 2 \right]}_{-} \underbrace{[w - cp]}_{+} \\
&\quad + \underbrace{\frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \left[ \frac{\partial c}{\partial R^p} \right]}_{-}
\end{aligned}$$

Par conséquent le signe de 9.48 l'est aussi.

$$\begin{aligned}
\frac{dA_L^K}{dR^p} &< 0 \text{ ou } > 0 & (9.55) \\
\text{si } w &> cp
\end{aligned}$$

Le fait de souscrire une assurance dépendance n'a pas un effet stable sur le niveau d'aide apporté par les enfants. Si les enfants gagnent plus à la marge sur le marché du travail que *via* l'héritage de leurs parents, l'effet sur l'aide qu'ils peuvent apporter à leurs parents est indéterminé.

Il s'avère donc que la réaction de l'enfant suite à une augmentation du degré de couverture des parents dépend de sa situation sur le marché du travail. Si l'enfant gagne comparativement moins que ce que coûte une aide fournie par un professionnel, l'achat supplémentaire d'assurance désincite les enfants à s'occuper de leurs parents. Dans le cas où l'enfant gagne davantage, l'effet d'un achat d'assurance sur l'aide apportée est indéterminé et dépend du degré d'amour filial.

### **L'effet d'une variation de la prime des parents sur la consommation des enfants.**

La démarche est identique à celle appliquée précédemment. Si on considère le résultat 9.43 comme une fonction de deux variables  $C^K$  et  $R^p$  tel que :

$$\frac{\partial EU}{\partial C^K} (C^K, R^P)$$

La différentielle totale de cette fonction s'écrit :

$$\frac{\partial^2 EU^K}{\partial^2 C^K} dC^K + \frac{\partial^2 EU^K}{\partial C^K \partial R^P} dR^P = 0$$

De manière similaire à 9.48 on peut écrire :

$$\frac{dC^K}{dR^P} = \frac{\frac{\partial^2 EU^K}{\partial C^K \partial R^P}}{\frac{\partial^2 EU^K}{\partial^2 C^K}} \quad (9.56)$$

Par définition  $\frac{\partial EU^K}{\partial^2 C^K} < 0$  car  $U^K$  est concave, le signe de 9.56 dépend donc du signe de la dérivée croisée  $\frac{\partial^2 EU^K}{\partial C^K \partial R^P}$ .

A l'aide de la relation 9.43 on peut écrire :

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 EU^K}{\partial C^K \partial R^P} &= \frac{\partial}{\partial R^P} \left[ \pi \left[ \frac{\partial U_L^K}{\partial C^K} + \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \frac{\partial W_L^K}{\partial C^K} \right] \right] \\ &\quad + \frac{\partial}{\partial R^P} \left[ (1 - \pi) \left[ \frac{\partial U_N^K}{\partial C^K} + \frac{\partial U_N^K}{\partial W_N^K} \frac{\partial W_N^K}{\partial C^K} \right] \right] \end{aligned}$$

Le théorème de Schwartz nous permet d'écrire :

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 EU^K}{\partial C^K \partial R^P} &= \pi \left[ \frac{\partial^2 U_L^K}{\partial C^K \partial W_L^K} \frac{\partial W_L^K}{\partial W_L^P} \frac{\partial W_L^P}{\partial R^P} - \frac{\partial^2 U_L^K}{(\partial W_L^K)^2} \frac{\partial W_L^K}{\partial W_L^P} \frac{\partial W_L^P}{\partial R^P} \right] \\ &\quad + (1 - \pi) \left[ \frac{\partial^2 U_N^K}{\partial C^K \partial W_N^K} \frac{\partial W_N^K}{\partial W_N^P} \frac{\partial W_N^P}{\partial R^P} - \frac{\partial^2 U_N^K}{(\partial W_N^K)^2} \frac{\partial W_N^K}{\partial W_N^P} \frac{\partial W_N^P}{\partial R^P} \right] \end{aligned}$$

Par ailleurs à l'aide de la relation 9.33 on peut écrire :

$$\frac{\partial W_N^P}{\partial R^P} = -2 \quad (9.57)$$

A l'aide des relations 9.46, 9.50 et 9.57 on peut écrire :

$$\frac{\partial^2 EU^K}{\partial C^K \partial R^P} = \pi \underbrace{\left( \frac{\partial^2 U_L^K}{\partial C^K \partial W_L^K} - \frac{\partial^2 U_L^K}{(\partial W_L^K)^2} \right)}_{(+)} \underbrace{\left[ -\frac{\partial c}{\partial R^P} (H - A_L^K) p - 2 \right]}_{(+)} \quad (9.58)$$

$$-2(1 - \pi) \underbrace{\left( \frac{\partial^2 U_N^K}{\partial C^K \partial W_N^K} - \frac{\partial^2 U_N^K}{(\partial W_N^K)^2} \right)}_{(+)} < 0 \quad (9.59)$$

$$\text{si } \pi \text{ est suffisamment petit} \quad (9.60)$$

**L'hypothèse sur le signe de la dérivée croisée**  $\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial C^K \partial W_L^K} > 0$ . Par hypothèse l'utilité marginale de la richesse finale de l'enfant est positive. Plus la richesse finale augmente, plus son utilité croît. En revanche cette utilité marginale de la richesse finale est décroissante. Si on dérive cette utilité marginale par rapport à  $C^K$ , on obtient une dérivée croisée positive. Comme  $W_L^K$  dépend négativement de  $C^K$ , plus  $C^K$  augmente et plus  $W_L^K$  diminue et donc l'utilité marginale de  $W_L^K$  devient plus forte à mesure que  $W_L^K$  diminue. On a donc bien  $\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial C^K \partial W_L^K} > 0$ . Par ailleurs  $U_L^K$  est concave donc  $\frac{\partial^2 U_L^K}{(\partial W_L^K)^2} < 0$ . On a alors :

$$\left( \underbrace{\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial C^K \partial W_L^K}}_{+} - \underbrace{\frac{\partial^2 U_L^K}{(\partial W_L^K)^2}}_{-} \right) > 0$$

**L'hypothèse sur**  $\pi < \pi_0$ . Cette hypothèse implique que l'individu a toujours intérêt à s'assurer. Cela signifie que le bénéfice marginal de s'assurer est toujours plus grand que le coût marginal de s'assurer conformément à la relation 9.54. Pour les mêmes raisons on a  $\frac{\partial^2 U_N^K}{\partial C^K \partial W_N^K} > 0$  et  $\frac{\partial^2 U_N^K}{(\partial W_N^K)^2} < 0$ .

**L'hypothèse d'un  $\pi$  suffisamment petit.** Si  $\pi$  est suffisamment petit le membre de gauche de 9.58  $\pi \left( \frac{\partial^2 U_L^K}{\partial C^K \partial W_L^K} - \frac{\partial^2 U_L^K}{(\partial W_L^K)^2} \right) \left[ -\frac{\partial c}{\partial R^P} (H - A_L^K) p - 2 \right]$  est nécessairement plus petit que le

membre de droite  $2(1 - \pi) \left( \frac{\partial^2 U_N^K}{\partial C^K \partial W_N^K} - \frac{\partial^2 U_N^K}{(\partial W_N^K)^2} \right)$ , donc 9.58 est bien négatif. Par conséquent pour un  $\pi$  suffisamment petit on obtient :

$$\frac{dC^k}{dR^p} < 0$$

Plus les parents s'assurent moins les enfants consomment durant leur vie professionnelle.

## Maximisation des parents

**Les contraintes d'incitation des enfants** peuvent donc s'écrire :

$$\max_{C^P, R^P, C_N^P} EU^P = U^P(C^P) + \pi U_L^P(A_L^K, W_L^P) + (1 - \pi) U_N^P(C_N^P, W_N^P) \quad (9.61)$$

Les parents ne contrôlent pas directement le niveau d'aide de leurs enfants  $A_L^K$  ni leur niveau de consommation  $C^K$ , on intègre donc les choix optimaux des enfants comme une contrainte d'incitation dans la fonction objectif des parents. Le parent est donc ici considéré comme un Principal et l'enfant comme un Agent qui maximise toujours son utilité. Le Principal va donc inciter l'Agent à faire ce que le Principal souhaite. Ici lui apporter de l'aide. Son moyen d'incitation est le montant de l'héritage. Nous allons donc étudier dans quelle mesure le fait de s'assurer peut fausser les incitations du Principal envers l'Agent. Les comportements maximisateurs des enfants vont donc être intégrés comme une contrainte dans le programme du parent.

**La contrainte d'incitation relative au niveau d'aide** suppose donc que l'enfant choisira toujours le niveau d'aide qui maximise sa propre utilité. On reprend donc la condition du premier ordre de  $\frac{dU_L^K}{dA_L^K}$ . A partir de 9.47 cette contrainte peut donc s'écrire de la manière suivante :

$$\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} - \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} [w - cp] = 0 \quad (\lambda \geq 0) \quad (9.62)$$

**La contrainte d'incitation relative au niveau de consommation** suppose que l'enfant choisira toujours en première période le niveau de consommation qui rendra maximal son espérance d'utilité, comme par définition les parents n'ont pas de contrôle sur le niveau de consommation des enfants. La condition 9.44 peut donc être intégrée comme une contrainte.

$$\pi \left[ \frac{\partial U_L^K}{\partial C^K} - \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \right] + (1 - \pi) \left[ \frac{\partial U_N^K}{\partial C^K} - \frac{\partial U_N^K}{\partial W_N^K} \right] = 0 \quad (\mu \geq 0) \quad (9.63)$$

**La contrainte de participation des enfants** suppose que même si un contrat implicite est passé entre les parents et les enfants (par exemple je te paie tes études mais tu t'occuperas de moi lorsque je serai dépendant), l'enfant peut à tout moment manquer à sa parole. On considère donc qu'il ne peut pas y avoir de contrat écrit entre les parents et les enfants. Par conséquent l'espérance d'utilité de l'enfant doit toujours être supérieure ou égale à l'espérance d'utilité lorsqu'il rompt ses engagements, notée ici  $\overline{EU}^K$ . L'enfant doit donc toujours avoir un intérêt à entretenir des liens familiaux. Cette contrainte de participation familiale peut s'écrire de la manière suivante.

$$\pi U_L^K (A_L^K, C^K, W_L^K) + (1 - \pi) U_N^K (C^K, W_N^K) \geq \overline{EU}^K \quad (\nu \geq 0) \quad (9.64)$$

### Résultats du programme de maximisation des parents

A l'aide de 9.61 et des contraintes 9.62, 9.63 et 9.64, le programme de maximisation du principal peut donc s'écrire :

$$\begin{aligned} \max \quad L = & U^P (C^P) + \pi U_L^P (A_L^K, W_L^K) + (1 - \pi) U_N^P (C^P, W_N^K) \\ & - \lambda \left\{ \frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} - \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} [w - cp] \right\} \\ & - \mu \left\{ \pi \left[ \frac{\partial U_L^K}{\partial C^K} - \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \right] + (1 - \pi) \left[ \frac{\partial U_N^K}{\partial C^K} - \frac{\partial U_N^K}{\partial W_N^K} \right] \right\} \\ & - \nu \left\{ \pi U_L^K (A_L^K, C^K, W_L^K) + (1 - \pi) U_N^K (C^K, W_N^K) - \overline{EU}^K \right\} \end{aligned}$$

Bien que ce programme dépende de trois variables de décisions nous nous intéresserons ici uniquement à  $R^P$ . La condition du premier ordre nous donne donc :

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L}{\partial R^P} = & \frac{\partial U^P}{\partial C^P} \underbrace{\left[ \pi \frac{\partial C^P}{\partial R^P} \Big|_L + (1 - \pi) \frac{\partial C^P}{\partial R^P} \Big|_N \right]}_{(+/-)} + \pi \underbrace{\left[ \frac{\partial U_L^P}{\partial A_L^K} \frac{dA_L^K}{dR^P} + \frac{\partial U_L^P}{\partial W_L^P} \frac{\partial W_L^P}{\partial R^P} \right]}_{(+/-)} \quad (9.65) \\
& + (1 - \pi) \underbrace{\left[ \frac{\partial U_N^P}{\partial C_N^P} \frac{\partial C_N^P}{\partial R^P} + \frac{\partial U_N^P}{\partial W_N^P} \frac{\partial W_N^P}{\partial R^P} \right]}_{(-)} - \lambda \underbrace{\frac{\partial}{\partial R^P} \left[ \frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} - \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} [w - cp] \right]}_{(+/-)} \\
& - \mu \pi \underbrace{\frac{\partial}{\partial R^P} \left[ \frac{\partial U_L^K}{\partial C^K} - \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \right]}_{(+)} - \mu(1 - \pi) \underbrace{\frac{\partial}{\partial R^P} \left[ \frac{\partial U_N^K}{\partial C^K} - \frac{\partial U_N^K}{\partial W_N^K} \right]}_{(-)} \\
& - \nu \pi \underbrace{\left[ \frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} \frac{dA_L^K}{dR^P} + \frac{\partial U_L^K}{\partial C^K} \frac{dC^K}{dR^P} + \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \frac{\partial W_L^K}{\partial W_L^P} \frac{\partial W_L^P}{\partial R^P} \right]}_{(+/-)} \\
& - \nu(1 - \pi) \underbrace{\left[ \frac{\partial U_N^K}{\partial C^K} \frac{dC^K}{dR^P} + \frac{\partial U_N^K}{\partial W_N^K} \frac{\partial W_N^K}{\partial W_N^P} \frac{\partial W_N^P}{\partial R^P} \right]}_{(-)} \\
\leq & 0
\end{aligned}$$

**Le premier terme** peut s'écrire :

$$\frac{\partial U^P}{\partial C^P} \left[ \underbrace{\pi \left[ -\frac{\partial c}{\partial R^P} (H - A_L^K) p - 2 \right]}_{(+ \text{ si } \pi < \pi_0)} - \underbrace{2(1 - \pi)}_{(+)} \right]$$

Son signe est donc indéterminé.

**Le second terme** peut s'écrire :



$$\pi \left[ \underbrace{\frac{\partial U_L^P}{\partial A_L^K}}_{(+)} \quad \underbrace{\frac{dA_L^K}{dR^P}}_{(-) \text{ si } \pi < \pi_0 \text{ et } w < cp \text{ indéterminé sinon cf equation ??}} \quad + \underbrace{\frac{\partial U_L^P}{\partial W_L^P}}_{(+)} \underbrace{\left[ -\frac{\partial c}{\partial R^P} (H - A_L^K) p - 2 \right]}_{(+ \text{ si } \pi < \pi_0)} \right]$$

son signe est donc indéterminé.

**Le troisième terme** peut s'écrire :

$$(1 - \pi) \left[ \underbrace{\frac{\partial U_N^P}{\partial C_N^P}}_{(+)} (-2) + \underbrace{\frac{\partial U_N^P}{\partial W_N^P}}_{(+)} (-2) \right]$$

et est négatif.

### Effet du niveau de couverture sur l'utilité des parents

Ces effets sont mesurés par les trois premiers termes de l'expression 9.65. On peut envisager deux cas selon la forme de la prime marginale d'assurance choisie.

**Cas 1 prime marginale d'assurance actuarielle** Dans le cas d'une prime marginale d'assurance actuarielle telle que  $\frac{dX}{dR} = \frac{1}{\pi}$ , une modification du niveau de couverture n'aura pas d'effet richesse. Dans ce cas le premier terme est supposé égal à 0.

Si le niveau de couverture des parents n'a qu'un effet richesse il n'a pas d'influence sur le niveau d'aide des enfants. On a alors  $\frac{dA_L^K}{dR^P} = 0$ . La somme des termes 2 et 3 est positive pour  $R^P = 0$  du fait de l'aversion au risque (cf justification au bas de la page 25). En revanche si  $w < cp$ , l'enfant va réduire son niveau d'aide suite à une augmentation du niveau de couverture. Conformément à 9.55  $\frac{dA_L^K}{dR^P} < 0$  si  $w < cp$  et la somme des termes 2 et 3 devient négative.

**Cas 2 prime marginale d'assurance non actuarielle** Dans ce cas le premier terme est toujours égal à 0 et la somme des termes 2 et 3 reste également négative. Si les trois premiers

termes de 9.65 sont négatifs, cela suppose que l'achat supplémentaire de couverture a une effet négatif sur l'utilité des parents et ceci avant même d'avoir pris en compte l'effet des contraintes de participation et d'incitation. Le niveau optimal de couverture est donc l'absence de couverture et  $R^{P*} = 0$ .

### Effet des relations d'agence

Le quatrième terme peut s'écrire :

$$\lambda \left[ \underbrace{\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial A_L^K \partial R^P}}_{(-) \text{ si } w < cp} - \frac{\partial^2 U_L^K}{\partial W_L^K \partial R^P} [w - cp] + \underbrace{\left[ \underbrace{\frac{\partial c}{\partial R^P}}_{(-)} \right] \underbrace{\frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K}}_{(+)}}_{(-)} \right]$$

indéterminé si  $w > cp$   
cf eq ??

D'après 9.37 et 9.33 on peut écrire :

$$\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial W_L^K \partial R^P} = \frac{\partial^2 U_L^K}{(\partial W_L^K)^2} \frac{\partial W_L^K}{\partial W_L^P} \frac{\partial W_L^P}{\partial R^P}$$

Comme la fonction d'utilité est concave :

$$\frac{\partial^2 U_L^K}{(\partial W_L^K)^2} < 0$$

Or d'après 9.46 et 9.50 on peut écrire :

$$\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial W_L^K \partial R^P} = \underbrace{\frac{\partial^2 U_L^K}{(\partial W_L^K)^2}}_{-} \underbrace{\left[ -\frac{\partial c}{\partial R^P} (H - A_L^K) p - 2 \right]}_{+}$$

Par conséquent dans le cas où  $w < cp$  on a :

$$\lambda \left[ \underbrace{\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial A_L^K \partial R^P}}_{-} - \underbrace{\frac{\partial^2 U_L^K}{\partial W_L^K \partial R^P} [w - cp]}_{+} + \underbrace{\left[ \frac{\partial c}{\partial R^P} \right]}_{(-)} \underbrace{\frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K}}_{(+)} \right]$$

- si  $w < cp$

Le terme en  $\lambda$  est négatif donc le quatrième terme est positif. Dans le cas où  $w > cp$ , le signe du terme en  $\lambda$  est indéterminé.

**Les cinquième et sixième termes** ne sont pas pris en compte dans l'analyse. On considère ici que la contrainte d'incitation relative au niveau de consommation ne joue que faiblement.

**Les septième et huitième termes** en  $\nu$  peuvent se réécrire :

$$\nu \left[ \pi \left[ \frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K} \frac{dA_L^K}{dR^P} + \frac{\partial U_L^K}{\partial C^K} \frac{dC^K}{dR^P} + \frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \frac{\partial W_L^K}{\partial W_L^P} \frac{\partial W_L^P}{\partial R^P} \right] \right. \\ \left. + \nu \left[ (1 - \pi) \left[ \frac{\partial U_N^K}{\partial C^K} \frac{dC^K}{dR^P} + \frac{\partial U_N^K}{\partial W_N^K} \frac{\partial W_N^K}{\partial W_N^P} \frac{\partial W_N^P}{\partial R^P} \right] \right] \right]$$

Le terme en  $\pi$  peut alors s'écrire :

$$\underbrace{\underbrace{\frac{\partial U_L^K}{\partial A_L^K}}_{\text{indéterminé}} \underbrace{\frac{dA_L^K}{dR^P}}_{\text{si } w < cp} + \underbrace{\frac{\partial U_L^K}{\partial C^K}}_{+} \underbrace{\frac{dC^K}{dR^P}}_{\text{si}} + \underbrace{\frac{\partial U_L^K}{\partial W_L^K} \frac{\partial W_L^K}{\partial W_L^P}}_{+} \underbrace{\frac{\partial W_L^P}{\partial R^P}}_{\text{cf}}}_{\text{indéterminé}} \underbrace{\underbrace{\frac{\partial U_N^K}{\partial W_N^K} \frac{\partial W_N^K}{\partial W_N^P}}_{\text{1}} \underbrace{\frac{\partial W_N^P}{\partial R^P}}_{\text{cf}}}_{+}}_{\text{indéterminé}}$$

eq 9.54

Le terme en  $(1 - \pi)$  peut alors s'écrire :

$$\underbrace{\underbrace{\frac{\partial U_N^K}{\partial C^K}}_+}_{\pi \text{ suffisamment}} \underbrace{\underbrace{\frac{dC^K}{dR^P}}_{- \text{ si}}}_{\text{petit}} + \underbrace{\underbrace{\frac{\partial U_N^K}{\partial W_N^K}}_+}_{+} \underbrace{\underbrace{\frac{\partial W_N^K}{\partial W_N^P}}_1}_{1} \underbrace{\frac{\partial W_N^P}{\partial R^P}}_{-2}$$

Le terme en  $\pi$  est donc indéterminé alors que le terme en  $(1 - \pi)$  est négatif. On peut donc supposer que pour un  $\pi$  suffisamment petit le terme en  $\nu$  soit négatif donc le terme en  $-\nu$  soit positif.

### 9.3.5 Calcul de maximisation du modèle standard

Afin de trouver une expression de  $E_1^*$  telle que :

$$E_1^* = f(\rho, r, p, D, R_1, R_2)$$

On définit la fonction  $F$  telle que

$$F(E_1) = (R_1 - E) \rho(1 + r) \left[ \frac{p}{(1 + r)E_1 + R_2 - D} + \frac{1 - p}{(1 + r)E_1 + R_2} \right] - 1 \quad (9.66)$$

où  $\rho, r, p, D, R_1, R_2$  sont considérés comme des paramètres. On cherche la valeur de  $E_1$  qui annule cette fonction. Lorsqu'on cherche cette valeur on trouve deux racines :

$$x_1 = \frac{-b - \sqrt{\Delta}}{2a} \quad (9.67)$$

$$x_2 = \frac{-b + \sqrt{\Delta}}{2a} \quad (9.68)$$

$$2a = 2(\rho + 1)(1 + r)$$

$$-b = \rho(1 + r)R_1 + [1 + \rho(1 - p)] D - (2 + \rho)R_2$$

$$\Delta = [2\rho(1 + r) [p(1 + \rho) - 1]] R_1 D +$$

$$\rho [2(1 - p) + \rho(p - 1)^2] D^2 +$$

$$[2\rho^2(1 + r)] R_1 R_2 +$$

$$[\rho^2(1 + r)^2] R_1^2 +$$

$$\rho^2 R_2^2$$

Vu la complexité des racines, il est difficile de déterminer le signe de  $E_1^*$  uniquement en faisant porter des conditions sur les coefficients. Par conséquent nous allons procéder à des simulations en fixant les paramètres à partir des différents rapports sur le risque dépendance (Gisserot 2007) (CdC 2005).

$$R_1 = 1500 \quad (9.69)$$

$$R_2 = 1000$$

$$r = 0,001651$$

$$\rho = 0,997$$

$$p = 0,15$$

$$D = 800$$

$R_1$  : salaire mensuel de vie active.

$R_2$  : salaire mensuel de retraite mensuelle.

$r$  : représente le taux d'intérêt mensuel qui correspond à un taux annuel de 2%.

$\rho$  : taux de préférence pour le présent.

Si le taux de préférence pour le présent est de 4% par an  $\rho = \frac{1}{1,04} = 0,962$  ce qui donne un taux de préférence pour le présent mensuel de 0,997.

$p$  : probabilité de devenir dépendant

$D$  : coût mensuel de la dépendance.

Pour ces paramètres, la première racine  $x_1$  est égale à -378.6994890 et la seconde  $x_2$  à 368.1655885.

Dans cet article nous nous intéressons uniquement à l'épargne de première période et non à des emprunts de première période qui pourraient être remboursés en seconde période. Nous excluons donc l'hypothèse d'une épargne négative. Par conséquent nous ne retiendrons pour  $E_1^*$  que la forme de  $x_2$ .

### 9.3.6 Le modèle avec actif risqué inversement corrélé au risque

#### Le modèle

Le modèle général peut donc s'écrire :

$$V(\epsilon, \pi) = \max_{\epsilon, \pi} u(C_1) + \rho \left[ pu \left( C_2^{dep} \right) + (1-p)u \left( C_2^{\overline{dep}} \right) \right] \quad (9.70)$$

avec

$$C_1 = R_1 - \pi - \epsilon$$

$$C_2^{dep} = R_2 + (1+r)\epsilon + I(\pi) - D$$

$$C_2^{\overline{dep}} = R_2 + (1+r)\epsilon - \pi$$

Afin de faciliter les calculs nous maximisons la fonction d'utilité par rapport à  $\epsilon$ , le montant investi en actif sans risque et  $\pi$  le montant investi en actif risqué. Après avoir déterminé le  $\epsilon^*$  et le  $\pi^*$  nous déterminons  $E^*$  et  $x^*$  à l'aide des relations suivantes :

$$\begin{aligned} E_1^* &= \varepsilon^* + \pi^* \\ x^* &= \frac{\pi^*}{\varepsilon^* + \pi^*} \end{aligned} \quad (9.71)$$

Cela nous permettra d'interpréter  $E_1^*$  comme le montant non consommé de première période et  $x^*$  la part de cette non consommation investie en actif risqué. En utilisant une fonction d'utilité logarithmique nous obtenons les conditions du premier ordre suivantes :

$$\frac{1}{C_1} = \rho \frac{p(1+r)}{C_2^{dep}} + \frac{(1-p)(1+r)}{\overline{C_2^{dep}}} \quad (9.72)$$

$$\frac{1}{C_1} = \rho \left[ \frac{pI'(\pi)}{C_2^{dep}} - \frac{(1-p)}{\overline{C_2^{dep}}} \right] \quad (9.73)$$

Par définition  $I'(\pi) = \alpha$ .

A partir de 9.72 et 9.73 on met à jour une relation de proportionalité entre la consommation en état de dépendance et la consommation en état de non dépendance.

$$\overline{C_2^{dep}} = BC_2^{dep} \quad (9.74)$$

avec

$$B = \frac{(1-p)(2+r)}{p(\alpha-r)}$$

A noter que  $B$  ne dépend pas de  $\beta$ , puisqu'il relie les consommations de deuxième période entre elles.

En utilisant 5.20 on peut écrire :

$$B = \frac{1+\lambda}{1 - \frac{p\lambda(1+r)}{(1-p)(2+r)}} \quad (9.75)$$

Pour  $\lambda = 0$ ,  $B = 1$ , ce qui revient à égaliser les consommations entre les différents états

de la nature, conformément à la théorie standard. On remarque que  $B > 0$  pour  $\alpha > r$ . Cette condition est naturellement vérifiée sans quoi, l'individu préférerait toujours l'épargne certaine à un produit d'assurance en rente.

$B > 0$  implique aussi  $\lambda < \frac{(1-p)(2+r)}{p(1+r)}$ . Autrement dit pour un  $\lambda > \frac{(1-p)(2+r)}{p(1+r)}$ , l'individu est prêt à avoir une consommation négative en situation de dépendance.

En réintroduisant 9.74 dans 9.72 on obtient une relation de proportionalité entre la consommation de première période et la consommation de seconde période en état de dépendance.

$$C_1 = AC_2^{dep} \quad (9.76)$$

$$\text{avec} \quad (9.77)$$

$$A = \frac{1}{p} \left( \frac{2+r}{2+\alpha} \right) \left( \frac{1+\beta}{1+r} \right)$$

En utilisant 5.20 on peut écrire :

$$A = \frac{1+\beta}{1+r} \left( \frac{1+\lambda}{1+\frac{p\lambda}{2+r}} \right) \quad (9.78)$$

On constate immédiatement que lorsque  $\lambda \rightarrow 0$ ,  $A \rightarrow \frac{1+\beta}{1+r}$ . Par conséquent pour un taux de chargement nul, si le taux de préférence pour le présent  $\beta$  est plus grand que le taux d'intérêt  $r$  alors  $A > 1$  et la consommation de première période est supérieure à la consommation de seconde période en situation de dépendance.

Ce qui se simplifie de la manière suivante :

$$\begin{aligned} \epsilon^* &= \left[ \frac{(A-B)}{\Delta} \right] D + \left[ \frac{1+(1+\alpha)B}{\Delta} \right] R_1 + \left[ \frac{B-(2+\alpha)A-1}{\Delta} \right] R_2 \\ \pi^* &= \left[ \frac{(1+r)A+B}{\Delta} \right] D + \left[ \frac{(1-B)(1+r)}{\Delta} \right] R_1 + \left[ \frac{(1-B)}{\Delta} \right] R_2 \\ \Delta &= \frac{(2+r)(2+\beta)}{p} \end{aligned} \quad (9.79)$$

A l'aide de 9.79 et 9.71 on obtient en simplifiant les expressions :



$$E_1^* = \frac{1}{2 + \beta} \left\{ \left[ p \left( \frac{1 + \beta}{1 + r} \right) \left( \frac{1 + \lambda}{1 + \lambda \frac{p}{2+r}} \right) \right] D + R_1 - \left[ \frac{1 + \beta}{1 + r} \right] R_2 \right\}$$

Cette écriture nous permet donc d'exprimer le montant optimal d'épargne (ou de non consommation de première période)  $E_1^*$  en fonction des flux de revenus de première et de deuxième période  $R_1$  et  $R_2$ , du coût supposé de la dépendance  $D$ , et des paramètres  $p$  (la probabilité de devenir dépendant),  $\rho$  (le taux de préférence pour le présent) et  $r$ , le taux d'intérêt de l'épargne sans risque.

### Calcul de $E^*$

#### Case 9 $\lambda = 0$

$$E_1^* = \frac{1}{2 + \beta} \left[ R_1 - \frac{1 + \beta}{1 + r} (R_2 - pD) \right]$$

qui peut s'écrire encore :

$$E_1^* = \frac{1 + \beta}{2 + \beta} \left[ \frac{R_1}{1 + \beta} - \frac{R_2 - pD}{1 + r} \right]$$

#### Case 10 $\lambda = 0, \beta = 0$

Dans ce cas l'individu accorde autant de poids à son utilité présente qu'à son utilité future.

$$E_1^* = \frac{1}{2} \left[ R_1 - \frac{R_2 - pD}{1 + r} \right]$$

A l'optimum, l'individu consacre alors la moitié de la différence entre le revenu de première période et le revenu espéré de deuxième période actualisé à l'épargne de première période.

## Calcul de $\pi^*$

Si  $\lambda = 0$ ,  $B=1$ . A l'aide de ??, on peut écrire :

$$\pi^* = \frac{pD}{2+r}$$

## Effet du coût de la dépendance sur la part de l'épargne dédiée à la prime d'assurance

Pour obtenir une relation entre le coût de la dépendance en seconde période et la part de l'épargne dédiée à la prime d'assurance nous avons fixés tous les paramètres à partir de différents rapports sur le risque dépendance (Gisserot 2007) (CdC 2005).

$$R_1 = 1500 \quad (9.80)$$

$$R_2 = 1000$$

$$r = 0,001651$$

$$\rho = 0,997$$

$$p = 0,15$$

$$D = 800$$

$$\lambda = 0 \quad (9.81)$$

$R_1$  : salaire mensuel de vie active.

$R_2$  : salaire mensuel de retraite mensuelle.

$r$  : représente le taux d'intérêt mensuel qui correspond à un taux annuel de 2%.

$\rho$  : taux de préférence pour le présent.

$p$  : probabilité de devenir dépendant.

$D$  : coût mensuel de la dépendance.

$\lambda$  : taux de chargement.

## **9.4 Annexe du chapitre 6**

### **9.4.1 Caractéristiques des clients du réseau bancaire**

Le bancassureur compte 20 millions de clients particuliers (tous produits considérés). 14 millions de clients particuliers disposent d'un compte chèque au Crédit Agricole et à ce titre sont considérés comme des clients actifs. Ces statistiques ont été réalisées en 2006 à partir d'un échantillon de 2500 personnes choisi parmi les clients actifs.

		Population française	Bancassureur	population assurée (France entière)	population assurée (région centre)
population totale		62 448 977	14 000 000	293 351	
SEXE	Homme	47,8%	48,5%	44,9%	
	Femme	52,2%	51,5%	55,1%	
AGE	- 15 ans	18,5%	0%		
	18-24	12,7% (15-24 ans)	9,5%	1,27%	
	25-34	12,5%	15,8%	2,87%	
	35-44	14,0%	19,1%	6,78%	
	45-54	13,5%	17,5%	18,93%	
	55-64	12,2%	13,2%	31,93%	
	65-70	-	8,8%	20,14%	
	65-74	7,9%	-		
	+ 70	-	16,2%		
	70-74		-	18,07%	
	+ 75	8,7%		0,02%	
ACTIFS		56,30%	57,6%		
	Agriculteurs (csp1)	0,9%	3,7%	5,81%	
	Artisans, commerçants (csp2)	3,3%	5,5%	2,39%	
	Professions libérales	0,8%	2,2%		
	Cadres supérieurs (csp3)	8,7%	4,4%	1,81%	
	Professions intermédiaires (csp4)	13,0%	9,5%	4,21%	
	Employé (csp5)	16,5%	14,7%	11,85%	
	Ouvrier (csp6)	13,1%	17,6%	13,23%	
INACTIFS		43,70%	42,4%		
	Retraité	30,7%	29,3%	39,44%	
	Etudiant	9,3%	3,0%		
	Autre inactif	3,7%	10,2%	21,27%	

source : bancassureur (2008) et INSEE (estimations de population 2008, enquête emploi 2008)

TAB. 9.3 – Caractéristiques d'âge et de csp des clients du bancassureur

		Bancassureur	Population française	
population totale		14 000 000	62 448 977	
REVENU		répartition en %		
MENSUEL (en euros)	répartition en %			
- 600	4,5%	-	-	-
600 à 1 000	13,2%	0 à 1 060		10%
1 000 à 1 250	12,8%	1 060 à 1 185		10%
-	-	1 186 à 1 295		10%
1 250 à 1 500	12,5%	1 296 à 1 415		10%
1 000 à 1 500	25,3%	1 060 à 1415		30%
-	-	1 416 à 1 553		10%
-	-	1 554 à 1 724		10%
1 500 à 2 000	14,8%	1 725 à 1 953		10%
2 000 à 2 500	15,3%	1 954 à 2 319		10%
2 500 à 3 000	9,6%	2 320 à 3 078		10%
1 500 à 3 000	39,7%	1 554 à 3078		40%
3 000 à 4 000	10,9%	+ 3 078		10%
4 000 à 6 000	5,5%			
+ 6 000	2,2%			

source : bancassureur (2008) et INSEE (2006) DADS

A noter que la distribution de l'INSEE est effectuée à partir des salaires nets versés dans le privé et le semi-public. Le bancassureur n'opère pas ce genre de distinction.

TAB. 9.4 – Distribution du revenu au sein des clients du bancassureur et de la population française

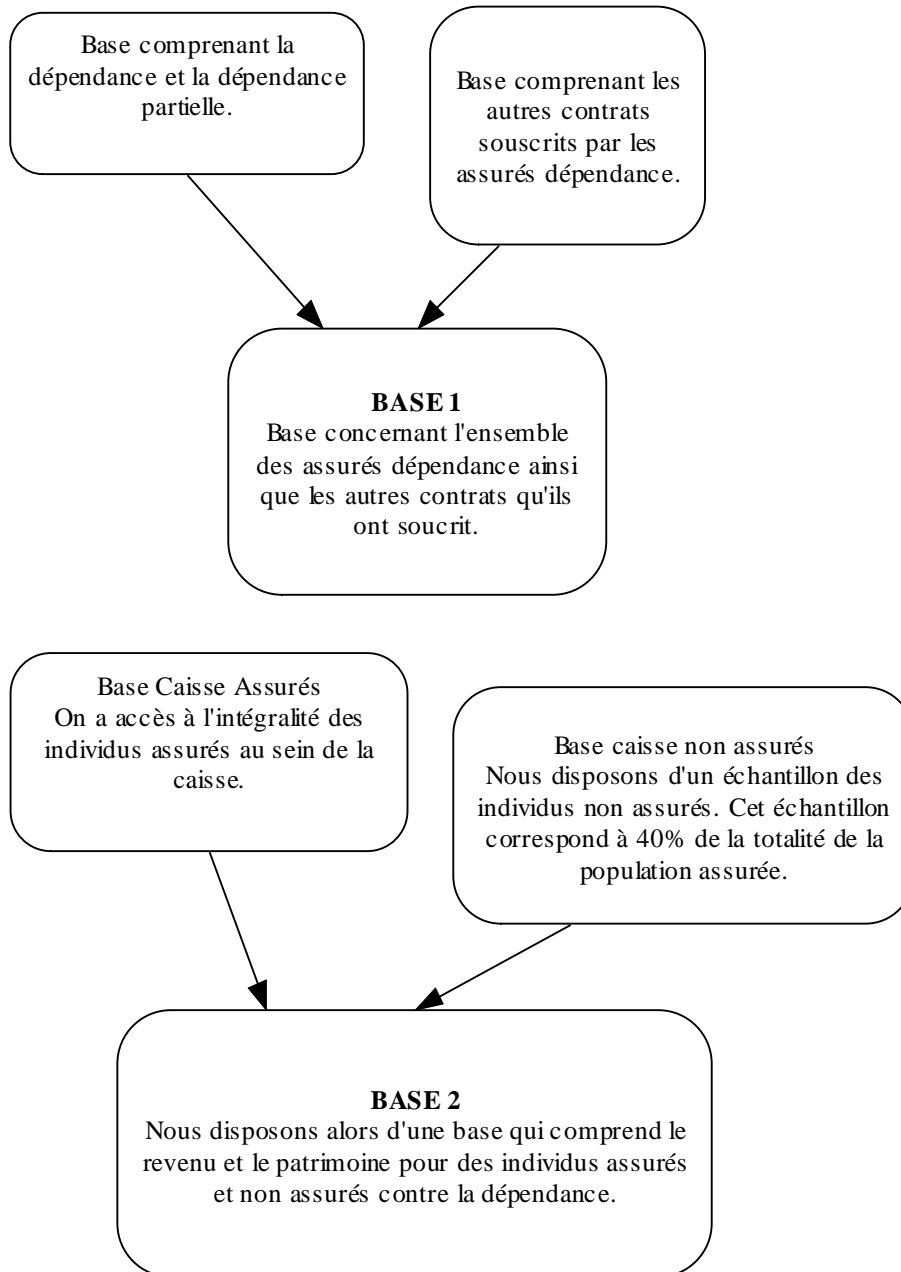
	bancassureur		population française
population totale	14 000 000		62 448 977
PATRIMOINE FINANCIER (en euros)		Patrimoine moyen	
Aucun	3,0%		
- 750	11,2%	-354	10%
751 à 1 500	9,6%	2 137	10%
1 501 à 4 500	15,2%	-	
4 501 à 7 500	12,7%	8 357	10%
7 501 à 12 000	11,6%	-	
12 001 à 15 000	6,2%	-	
15 001 à 22 500	7,8%	-	
22 501 à 30 000	5,8%	30 843	10%
30 001 à 37 500	3,9%		
37 501 à 45 000	2,8%		
45 001 à 75 000	4,3%	76 835	10%
75 001 à 112 500	2,9%	116 801	10%
+ 112 501	3,0%	155 295	10%
		204 937	10%
		298 051	10%
		755 406	10%

source : bancassureur et INSEE (enquête patrimoine 2004)

Lecture des données population française : Les 10% d'individus aux patrimoines les moins élevés détenaient en 2003 un patrimoine moyen de 354 euros.

TAB. 9.5 – Distribution du patrimoine au sein des clients du bancassureur et de la population française

#### 9.4.2 Les différentes bases utilisées



Les différents niveaux de couvertures	
Dépendance totalecGIR 1 et 2	rente mensuelle viagère de 600 euros à 2 400 euros capital équipement de 3 200 euros services d'assistance
Dépendance partielle (garantie optionnelle)	rente mensuelle viagère égale à 50% du montant garanti en dépendance totale. capital équipement de 2 400 euros services d'assistance
GIR 3 et 4 Dépendance légère	capital équipement de 1 600 euros services d'assistance
Garantie décès (garantie optionnelle)	capital de 2 400 euros

TAB. 9.6 – Les différents niveaux de couverture du contrat

Les caractéristiques du produit	
Définition de la dépendance retenue	La grille de référence est la grille AGGIR. L'assureur n'est pas lié par le groupe GIR affecté par la commission en charge d'attribuer l'APA.
Limite d'âge à l'adhésion	75 ans
Durée	Adhésion viagère L'assuré peut néanmoins la résilier à chaque échéance. Au bout de 8 ans de cotisations, il bénéficie d'une valeur de réduction.
Modification de l'adhésion	Augmentation avant 75 ans et diminution des garanties possibles en cours de contrat.
Sélection médicale	Questionnaire médical simplifié lors de la souscription. Si une réponse positive le dossier est transmis à l'UMR de rattachement qui décide : une acceptation sans surprime une acceptation avec surprime un ajournement un refus
Cotisations	En fonction de l'âge à l'adhésion, de l'état de santé, du montant de la rente et des options choisies.
Réduction des cotisations	Réduction de 10% en cas de souscription en couple (mariage, concubinage, PACS)
Valeur de réduction	Au bout de 8 ans de cotisations, il bénéficie d'une valeur de réduction.
Sérvices d'assistance	Les services d'assistance sont identiques, quel que soit le niveau de couverture choisi.

TAB. 9.7 – Les caractéristiques du produit

### 9.4.3 Caractéristiques du contrat proposé



Mise en jeu des garanties	
Survenance du sinistre	Déclaration de dépendance à faire remplir par son médecin
Délai de carence	Pas de délai de carence sauf démence sénile invalidante et maladie d'Alzheimer (3 ans). Si une maladie d'Alzheimer survient moins de 3 ans après la souscription du contrat, le contrat est résilié et les primes sont remboursées.
Franchise	Pas de franchise. Paiement immédiat du capital. Paiement de la rente dans le mois qui suit la reconnaissance de la dépendance.

TAB. 9.8 – Mise en jeu des garanties

#### 9.4.4 Caractéristiques du portefeuille assuré France entière

##### Caractéristiques de la population assurée

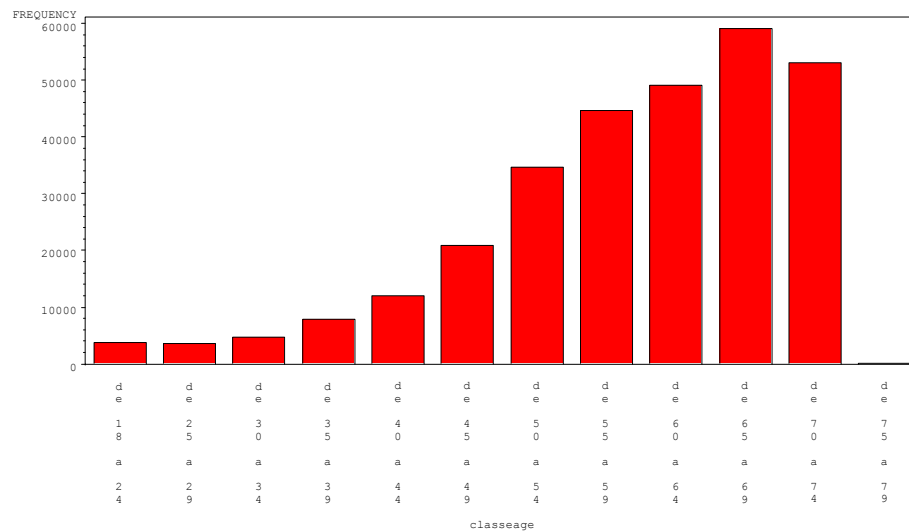


FIG. 9-1 – Distribution de l'âge au sein de la population assurée France entière

	Fréquence	%
<hr/> <hr/>		
Nombre d'observations	293 351	
<hr/> <hr/>		
AGE		
âge moyen	58,947	
écart-type âge	11,38	
âge minimum	18	
âge maximum	77	
<hr/> <hr/>		
SEXE		
Femmes	161 647	55,10%
Hommes	131 704	44,90%
<hr/> <hr/>		
CSP		
Agriculteurs exploitants (csp1)	17 051	5,81%
Artisans commerçants (csp2)	7 014	2,39%
Cadres, etc... (csp3)	5 304	1,81%
Professions Intermédiaires (csp4)	12 341	4,21%
Employés (csp5)	34 750	11,85%
Ouvriers (csp6)	38 812	13,23%
Retraités (csp7)	115 692	39,44%
sans activité professionnelle (csp8)	62 387	21,27%
<hr/> <hr/>		
STATUT MATRIMONIAL		
célibataire	57 398	19,57%
divorcé	21 917	7,47%
marié	165 288	56,34%
séparé	4 477	1,53%
veuf	44 271	15,09%
<hr/> <hr/>		

TAB. 9.9 – Caractéristiques d'âge, de csp et de statu matrimonial au sein de la population assurée France entière

CSP	Fréquence	% population totale	% population retraitée
Agriculteurs exploitants à la retraite (csp 71)	32 284	11,01%	27,90%
Employés à la retraite (csp 77)	34 580	11,79%	29,89%
Ouvriers à la retraite (csp 78)	27 023	9,21%	23,36%

TAB. 9.10 – Répartition de la catégorie retraitée en fonction de la catégorie d'origine

STATUT DE LA POLICE D'ASSURANCE	Fréquence	Pourcentage
En attente	62233	21,56%
Refusé par l'assureur	15735	5,36%
Refusé par le client	2716	0,93%
Police en vigueur	168827	57,55%
Résilié par le client	38805	13,23%
Client décédé	3847	1,19%
Police en service	211	0,07%
Réglement refusé	337	0,11%

source : bancassureur

TAB. 9.11 – Statut de la police d'assurance

### Caractéristiques de la garantie

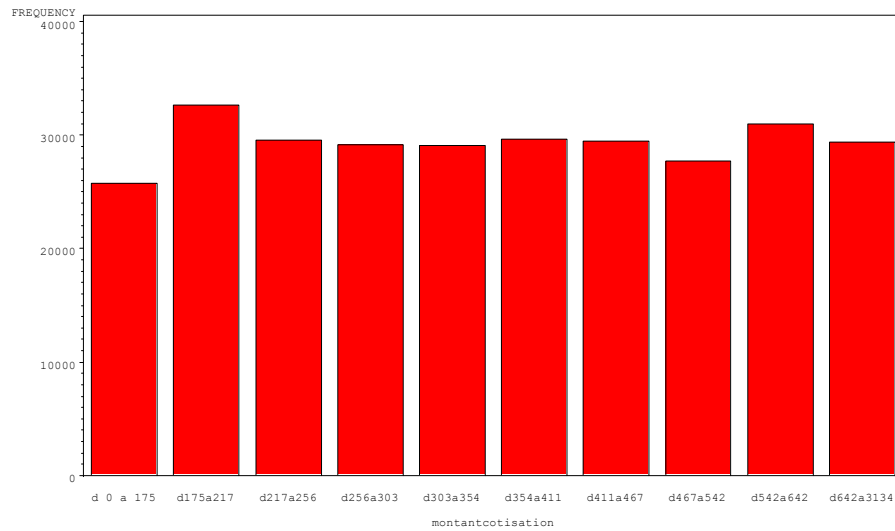


FIG. 9-2 – Distribution du niveau de cotisation au sein de la population assurée France entière

MONTANT DE GARANTIE (en euros)	Pourcentage
entre 600 et 637,96	75%
entre 637,96 et 810,48	15%
entre 810,48 et 1000	5%
entre 1000 et 1332,69	4%
entre 1332,69 et 3090,90	1%
TAUX DE SURPRIME APPLIQUE (en euros)	
0%	88,12%
25%	4,68%
50%	4,81%
75%	1,58%
100%	0,79%
MONTANT ANNUEL DE COTISATION	Quantile
3 134,04	100%
1 006,92	99%
719,88	95%
642,00	90%
503,64	75%
354,00	50%
237,66	25%
175,20	10%
145,92	5%
131,28	1%
91,44	0% (min)
moyenne cotisation	388,38
écart-type cotisation	194,46
Minimum cotisation	91,44
Maximum cotisation	3134,00

TAB. 9.12 – Caractéristiques de la garantie et de la surprime pour la population assurée France entière

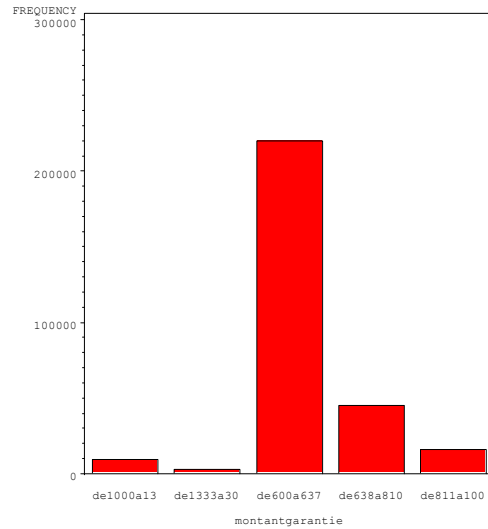


FIG. 9-3 – Distribution du montant de garantie au sein de la population assurée France entière

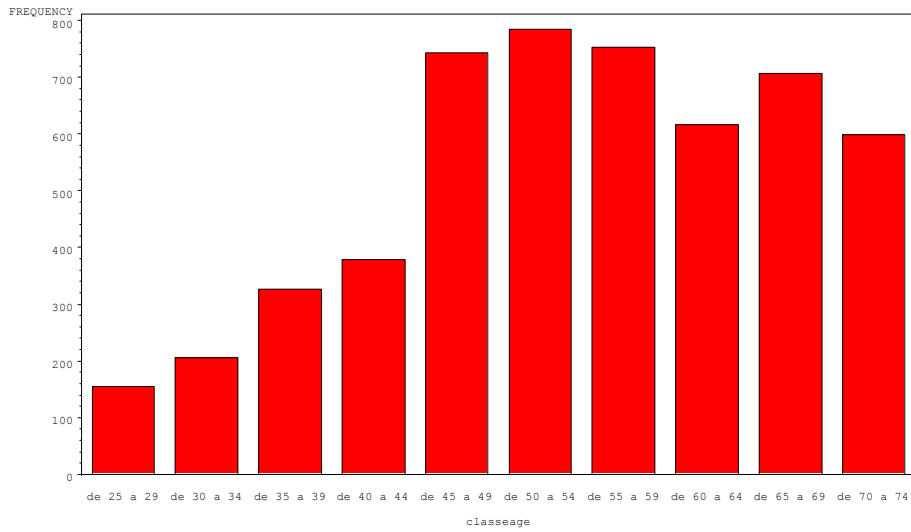
**Distribution des garanties Partielle et Obsèques  
sur l'ensemble de la population assurée**

		Obsèques		Total
		0	1	
Partielle	0	194 095 66,16 (% total) 97,38 (% en ligne) 68,76 (% en colonne)	5222 1,78 (% total) 2,62 (% en ligne) 47,22 (% en colonne)	199 317 67,94 (% total)
	1	88 197 30,07 (% total) 93,78 (% en ligne) 31,24 (% en colonne)	5 837 1,99 (% total) 6,21 (% en ligne) 52,78 (% en colonne)	94 034 32,06 (% total)
	<b>Total</b>	<b>282 292</b> 96,23 (% total)	<b>11 059</b> 3,77 (% total)	<b>293 351</b> 100%

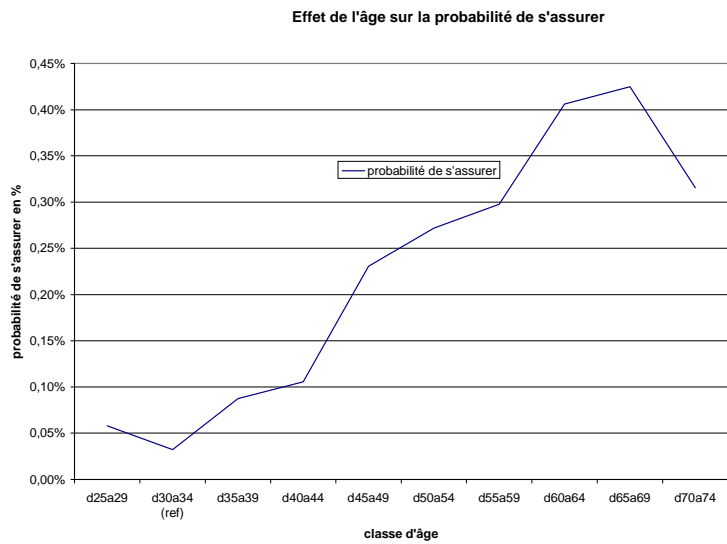
source : bancassureur

TAB. 9.13 – Distribution des garanties partielle et obsèque sur l'ensemble de la population assurée

## 9.4.5 Caractéristiques des données de caisse



## 9.4.6 Les effets des variables socioéconomiques sur la probabilité de s'assurer



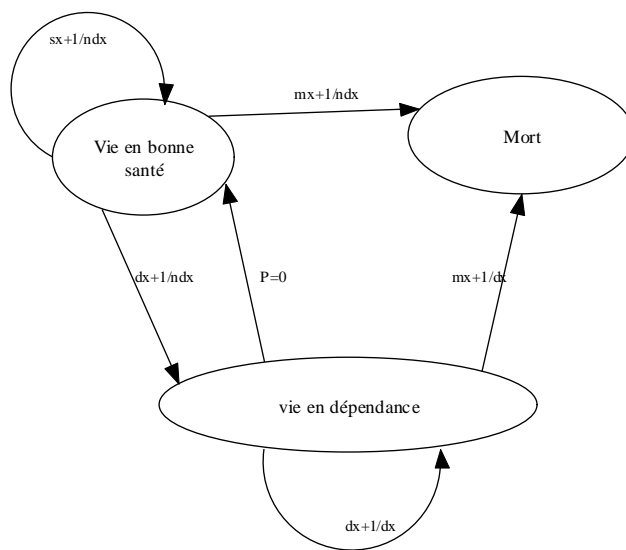
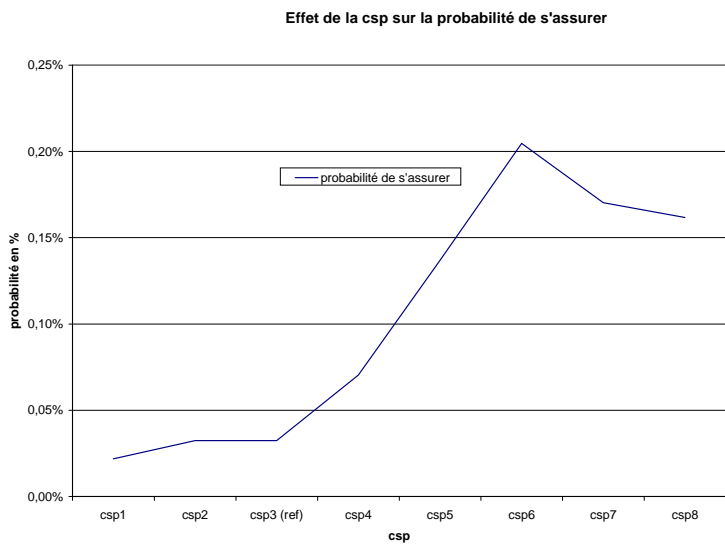
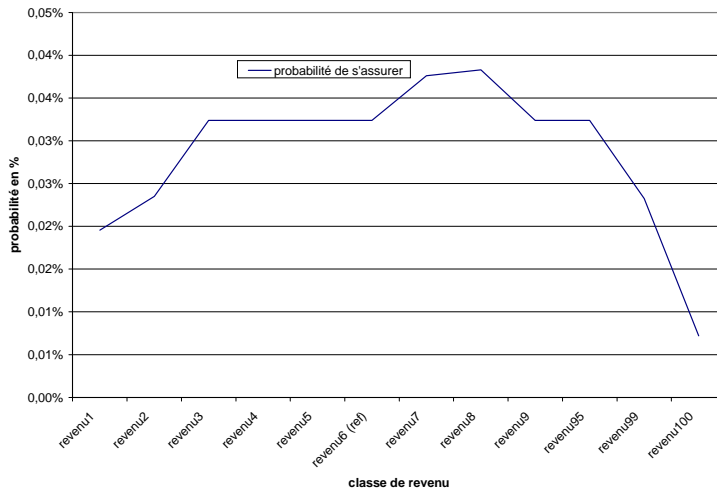


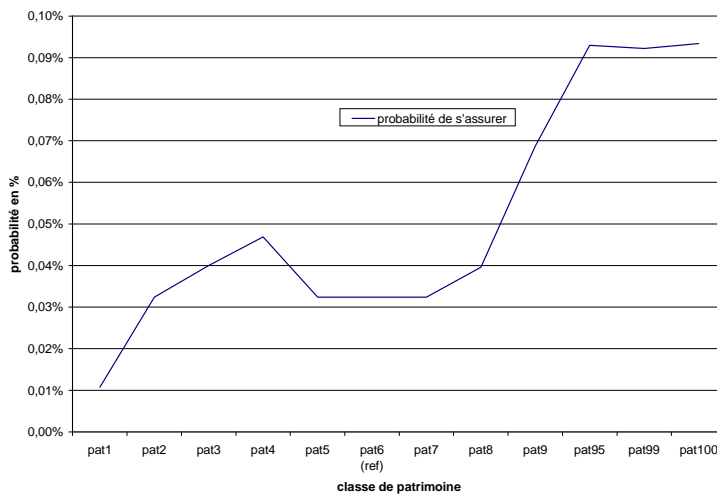
FIG. 9-4 – Table multi-états



Effet du revenu sur la probabilité de s'assurer

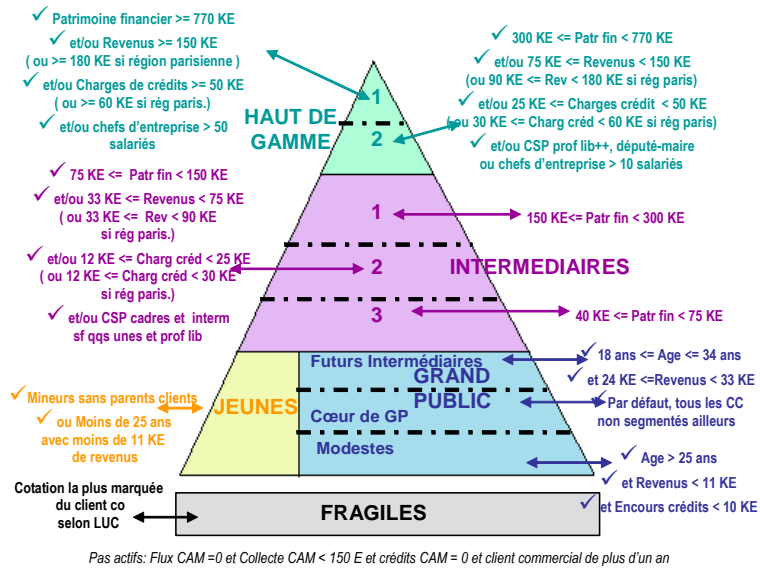


Effet du patrimoine





## 9.4.7 Segmentation commerciale



## 9.4.8 Résultat du Bootstrap

<b>Bootstrapp des variables sélectionnées dans le modèle simple</b>					
Variables	Moyenne Bootstrapp	Ecart - Type Bootstrapp	Intervalle Confiance Bootstrapp	Coefficient Variation	Bootstrapp
Constante	-6,6022	0,0786	[-6,7388 ; -6,5004]	0,0119	
Age	0,0338	0,0010	[0,0325 ; 0,0354]	0,0335	
Patrimoine	0,0137	0,0008	[0,0126 ; 0,0148]	0,0580	
Sexe	1,2926	0,0271	[1,2662 ; 1,3267]	0,0210	
CSP3	-0,9548	0,1499	[-1,1581 ; 0,7390]	0,1570	
CSP5	0,5079	0,0541	[0,4445 ; 0,5765]	0,1065	
CSP6	0,9549	0,0654	[0,8616 ; 1,0610]	0,0684	

source : "The Characteristics of the Demand for Private Long-Term Care Insurance", S. Nouet, M. Nayaradou et M. Plisson (2008)

---



---

### Bootstrapp des variables selectionnées dans le modèle avec interactions

---



---

Variables	Moyenne Bootstrapp	Ecart - Type Bootstrapp	Intervalle Confiance Bootstrapp	Coefficient Variation Bootstrapp
Constante	-7,1017	0,3027	[-7,5029 ; -6,7642]	0,0426
Age	1,5610	0,1622	[1,3877 ; 1,8271]	0,1039
Csp5Age	-0,0192	0,0022	[-0,0229 ; -0,0162]	0,1158
Csp6	2,3080	0,2688	[1,8371 ; 2,6607]	0,1165
Age	0,0425	0,0053	[0,0368 ; 0,0495]	0,1243
Csp6Age	-0,0215	0,0039	[-0,0268 ; -0,0165]	0,1831
Csp6PAT	0,0489	0,0139	[0,0326 ; 0,0601]	0,2836
Csp6SEX	-0,6240	0,1828	[-0,7609 ; -0,3622]	0,2930
Sex	1,0122	0,3144	[0,6702 ; 1,3937]	0,3106
RevSexCsp6	0,0168	0,0062	[0,0000 ; 0,0208]	0,3683
Csp6Rev	-0,0097	0,0040	[-0,0139 ; 0,0000]	0,4156
PatSexCsp6	-0,0389	0,0162	[-0,0587 ; 0,0000]	0,4181
Csp1Pat	0,0108	0,0072	[-0,0000 ; 0,0195]	0,6660
PatSex	0,0093	0,0072	[0,0000 ; -0,0153]	0,7800
AgeSex	0,0065	0,0057	[0,0000 ; 0,0122]	0,8744

---



---

---



---

## Rapport des probabilités de souscrire une assurance dépendance

---



---

	Patrimoine moyen	Revenu moyen (annuel)	Probabilité moyenne	Rapport entre la probabilité moyenne de la catégorie et la probabilité moyenne de la totalité des assurés
Agriculteurs/Femmes	227 070	53 800	9,16%	5
10% les plus riches				
Ouvriers/Femmes	125 970	34 790	10,07%	5,5
10% les plus riches				
Employés/Femmes	146 120	57 350	7,22%	4
10% les plus riches				
Agriculteurs/Femmes	106 160	31 080	9,10%	5
33% les plus vieux				
Ouvriers/Femmes	45 800	18 810	10,38%	5,7
10% les plus vieux				
Employés/Femmes	49 660	23 560	9%	4,9
10% les plus vieux				

Les plus riches signifie ici ceux qui ont le patrimoine le plus conséquent

---



---

## 9.4.9 Estimations des modèles A1, A2 et A3 sur les sous populations

+ 50 ans (1)

Les déterminants de la demande des plus de 50 ans (1)

		assuré	non assuré	total
effectif		2 894 (9.53%)	27 486 (90.47%)	30 380
Variable dépendante		probabilité de souscrire une assurance dépendance		
méthode		régression logistique		
		Modèle Age1	Modèle Age2	Modèle Age3
Constante		-5.2007***	-5.4739	-4.8587***
Age	d50a54	ref	ref	ref
	d55a59	0.2150***	0.2488***	0.2903***
	d60a64	0.6532***	0.7508***	0.7886***
	d65a69	0.9027***	1.0194***	1.0414***
	d70a74	0.6445***	0.7810***	0.7926***
	d75a79	-15.4020 (ns)	-15.2527 (ns)	-15.2527 (ns)
femme		1.9153***	1.9609***	3.5339***
CSP	agriculteurs exploitants (csp1)	ns	ns	ns
	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise (csp2)	ns	ns	ns
	Cadre et professions intellectuelles supérieures (csp3)	ref	ref	ref
	Professions intermédiaires (csp4)	0.5254***	0.5362***	0.5374***
	Employés (csp5)	1.4280***	1.4226***	1.4295***
	Ouvriers (csp6)	1.8166***	1.6296***	1.6267***
	Retraités (csp7)	0.7534***	0.8246***	0.8644***
	Autres personnes sans activité professionnelle (csp8)	1.0048***	1.0407***	1.0649***

---

+ 50 ans (2)

---

Les déterminants de la demande des plus de 50 ans (2)

---

		Modèle Age1 (suite)	Modèle Age2 (suite)	Modèle Age3 (suite)
Constante		-5.2007***	-5.4739	-4.8587***
Revenu	revenu1 (5 000-9 745)	-0.7346***	-0.6777***	-0.6757***
	revenu2 (9 745-13 659)	-0.5184***	-0.4907***	-0.4859***
	revenu3 (13659-17 130)	-0.3001***	-0.2729***	-0.2701***
	revenu4 (17 130-20 751)	ns	ns	ns
	revenu5 (20 751-25 155)	ns	ns	ns
	revenu6 (ref) (25 155-30 777)	ref	ref	ref
	revenu7 (30 777-38 531)	0.1600*	0.1513*	0.1508*
	revenu8 (38 531-49 787)	0.2593***	0.2369***	0.2341***
	revenu9 (49 787-74 469)	0.1739*	0.1521*	0.1485*
	revenu95 (74 469-109 215)	ns	ns	ns
	revenu99 (109 215-252 220)	ns	-0.2058*	-0.2101*
revenu100 (252 220- 8 002 493)	-1.1754***	-1.2001***	-1.2088***	
Patrimoine	pat1 (0)	-1.2199**	-1.4715***	-1.4734***
	pat2 (1-41)	ns	-0.2450*	-0.2523*
	pat3 (41-446)	0.3130***	ns	ns
	pat4 (446-1 955)	0.4848***	0.3636***	0.3578***
	pat5 (1 955-5 238.5)	0.1631*	ns	ns
	pat6 (ref) (5 238.5-10 961)	ref	ref	ref
	pat7 (10 961-21 337)	ns	ns	ns
	pat8 (21 337-42 618)	0.1174*	0.1184*	0.1211*
	pat9 (42 618-94 845)	0.6316***	0.5432***	0.5480***
	pat95 (94 845-168 551)	0.9161***	0.7276***	0.7378***
	pat99 (168 551-424 980)	0.9082***	0.6247***	0.6364***
pat100 (424 980-1 985 382)	0.8438***	0.6001***	0.6193***	

---

---

+ 50 ans (3)

---

Les déterminants de la demande des plus de 50 ans (3)

---

		Modèle Age1 (suite)	Modèle Age2 (suite)	Modèle Age3 (suite)
Constante		-5.2007***	-5.4739	-4.8587***
Famille	Compte Monsieur (ref)	ref	ref	ref
	Compte Madame	-0.6180***	-.8776***	-1.0836***
	Compte joint	-14.0065***	-0.5933***	-0.6410***
	Compte Messieurs	ns	ns	ns
aversion			1.8085***	1.7948***
probabilité de sinistre				-4.8810***
pouvoir prédictif en %		80.1	81.7	81.8

---

\* signifie Proba<0.05

\*\* signifie Proba<0.01

\*\*\* signifie Proba<0.001

Les différentes tranches de revenu et de patrimoine sont exprimées en euros.

Le % concordant est un indicateur de la qualité de la régression. Il est calculé à partir du ratio (décision d'assurance prédite par le modèle / décision d'assurance observée).

---

---

## Femme (1)

## Les déterminants de la demande des femmes (1)

		assuré	non assuré	total
effectif		2 894 (9.53%)	27 486 (90.47%)	30 380
Variable dépendante		probabilité de souscrire une assurance dépendance		
méthode		régression logistique		
		Modèle Femme1	Modèle Femme2	Modèle Femme3
Constante		-6.7352***	-6.9708***	ns (-58.2980)
Age	d25a29	0.6445***	0.6881***	ns
	d30a34 (ref)	ref	ref	ref
	d35a39	1.5694***	1.2921***	ns
	d40a44	1.9442***	1.6646***	ns
	d45a49	2.6875***	2.4669***	ns
	d50a54	2.9085***	2.7039***	ns
	d55a59	2.8004***	2.7779***	ns
	d60a64	2.9726***	3.0734***	ns
	d65a69	2.9887***	3.1294***	ns
	d70a74	2.6032***	2.7876***	ns
	d75a79	ns	ns	ns
CSP	agriculteurs exploitants (csp1)	0.6809*	ns	ns
	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise (csp2)	0.9844***	0.6553**	ns
	Cadre et professions intellectuelles supérieures (csp3)	ref	ref	ref
	Professions intermédiaires (csp4)	0.9441***	0.9332***	ns
	Employés (csp5)	1.8305***	1.8424***	1.5702***
	Ouvriers (csp6)	2.1938***	2.2124***	1.9288***
	Retraités (csp7)	2.0223***	2.0595***	1.8880***
	Autres personnes sans activité professionnelle (csp8)	2.0591***	2.0814***	1.8361***



## Femme (2)

### Les déterminants de la demande des femmes (2)

		Modèle Femme1 (suite)	Modèle Femme2 (suite)	Modèle Femme3 (suite)
Constante		-6.7352***	-6.9708***	ns (-58.2980)
Revenu	revenu1 (5 000-9 745)	-0.8774***	-0.8555***	-0.9608***
	revenu2 (9 745-13 659)	-0.6526***	-0.6588***	-0.6488***
	revenu3 (13659-17 130)	-0.4637***	-0.4902***	-0.5538***
	revenu4 (17 130-20 751)	-0.3868***	-0.3852***	-0.3056**
	revenu5 (20 751-25 155)	ns	ns	ns
	revenu6 (ref) (25 155-30 777)	ref	ref	ref
	revenu7 (30 777-38 531)	0.2820***	0.2732**	ns
	revenu8 (38 531-49 787)	0.4637***	0.3915***	0.2693**
	revenu9 (49 787-74 469)	0.5102***	0.4585***	0.2093*
	revenu95 (74 469-109 215)	0.4312***	0.3480***	ns
	revenu99 (109 215-252 220)	ns	ns	ns
revenu100 (252 220- 8 002 493)	-1.3123***	-1.1736**	-1.4100***	
Patrimoine	pat1 (0)	-1.3185***	-1.2045***	-1.3926***
	pat2 (1-41)	ns	ns	ns
	pat3 (41-446)	0.4206***	0.3256***	0.2601*
	pat4 (446-1 955)	0.5055***	0.4468***	0.4490***
	pat5 (1 955-5 238.5)	ns	ns	ns
	pat6 (ref) (5 238.5-10 961)	ref	ref	ref
	pat7 (10 961-21 337)	ns	ns	ns
	pat8 (21 337-42 618)	ns	ns	ns
	pat9 (42 618-94 845)	0.2389*	0.3853***	0.4450***
	pat95 (94 845-168 551)	0.5102***	0.6266***	0.6511***
	pat99 (168 551-424 980)	0.3387**	0.4524***	0.5829***
pat100 (424 980-1 985 382)	ns	ns	ns	

## Femme (3)

### Les déterminants de la demande des femmes (3)

	Modèle Femme1 (suite)	Modèle Femme2 (suite)	Modèle Femme3 (suite)
Constante	-6.7352***	-6.9708***	ns (-58.2980)
compte joint	2.3289***	2.0187***	1.8754***
compte madame	-0.5383***	-0.5617***	-0.4868***
aversion		2.5798***	1.5312***
probabilité de sinistre			82.0443***
pouvoir prédictif en %	84.7	88.8	85.5

\* signifie Proba<0.05

\*\* signifie Proba<0.01

\*\*\* signifie Proba<0.001

Les différentes tranches de revenu et de patrimoine sont exprimées en euros.

Le % concordant est un indicateur de la qualité de la régression. Il est calculé à partir du ratio (décision d'assurance prédite par le modèle / décision d'assurance observée).

## Répartition des retraités en fonction de leur csp d'origine

assurance dépendance		0	1	total
employés (csp5)	effectif	14 713	1 170	15 883
	% en ligne	92.63%	7.37%	100
ouvriers (csp6)	effectif	19 735	1 294	21 029
	% en ligne	93.85%	6.15%	100
retraités (csp7)	effectif	22 138	1 537	23 675
	% en ligne	93.51%	6.49%	100
autres personnes				
sans activité professionnelle (csp8)	effectif	12 204	688	12 892
	% en ligne	94.66%	5,34%	100
Total	effectif	68 790	4 689	73 479
	% en ligne	93.62%	6.38%	100

## Ouvriers, Employés, Retraités et Autres personnes sans activité professionnelle (1)

		assuré	non assuré	total
effectif		4 689 (6.38%)	68 790 (93.62%)	73 479
Variable dépendante		probabilité de souscrire une assurance dépendance		
méthode		régression logistique		
		Modèle CSP1	Modèle CSP2	Modèle CSP3
Constante		-6.1350***	-6.4348***	-16.8960***
Age	d25a29	0.6234***	0.6661***	ns
	d30a34 (ref)	ref	ref	ref
	d35a39	1.3483***	1.0597***	ns
	d40a44	1.5272***	1.2507***	ns
	d45a49	2.3835***	2.1019***	9.9424***
	d50a54	2.5010***	2.2428***	8.2716***
	d55a59	2.4485***	2.3135***	7.8105***
	d60a64	2.6511***	2.6816***	8.0462***
	d65a69	2.5691***	2.6861***	8.0030***
	d70a74	2.2007***	2.3709***	7.6804***
d75a79	ns	ns	ns	

## Ouvriers, Employés, Retraités et Autres personnes sans activité professionnelle (2)

		Modèle CSP1 (suite)	Modèle CSP2 (suite)	Modèle CSP3 (suite)
<b>Constante</b>		-6.1350***	-6.4348***	-16.8960***
<b>Revenu</b>	revenu1 (5 000-9 745)	-0.5503***	-0.4768***	-0.5533***
	revenu2 (9 745-13 659)	-0.3481***	-0.3407***	-0.3472***
	revenu3 (13659-17 130)	ns	ns	-0.1558*
	revenu4 (17 130-20 751)	ns	ns	ns
	revenu5 (20 751-25 155)	ns	ns	ns
	revenu6 (ref) (25 155-30 777)	ref	ref	ref
	revenu7 (30 777-38 531)	0.1779**	0.1584**	ns
	revenu8 (38 531-49 787)	0.1993**	0.1319*	ns
	revenu9 (49 787-74 469)	ns	ns	ns
	revenu95 (74 469-109 215)	ns	ns	-0.2213*
	revenu99 (109 215-252 220)	-0.4116***	-0.4860***	-0.5447***
revenu100 (252 220- 8 002 493)	-1.5951***	-1.6586***	-1.7024***	
<b>Patrimoine</b>	pat1 (0)	-1.2697***	-1.1690***	-1.5306***
	pat2 (1-41)	ns	ns	-0.3121**
	pat3 (41-446)	-0.3047***	ns	ns
	pat4 (446-1 955)	0.4649***	0.1934**	0.2872***
	pat5 (1 955-5 238.5)	0.1277*	0.3368***	ns
	pat6 (ref) (5 238.5-10 961)	ref	ref	ref
	pat7 (10 961-21 337)	ns	ns	ns
	pat8 (21 337-42 618)	0.1196*	0.2102**	0.1978*
	pat9 (42 618-94 845)	0.6531***	0.7972***	0.7756***
	pat95 (94 845-168 551)	0.9700***	1.1314***	1.0629***
	pat99 (168 551-424 980)	0.9411***	1.0770***	1.0213***
pat100 (424 980-1 985 382)	0.8724***	0.9958***	0.9931***	

### Ouvriers, Employés, Retraités et Autres personnes sans activité professionnelle (3)

	Mode CSP1 (suite)	Modèle CSP2 (suite)	Modèle CSP3 (suite)
Constante	-6.1350***	-6.4348***	-16.8960***
compte joint	0.6209***	0.5944***	-0.6064***
compte madame	-0.8363***	-0.8873***	-0.9212***
compte monsieur	ref	ref	ref
compte messieurs	ns	ns	ns
aversion		2.6195***	1.6195***
probabilité de sinistre			38.0447***
pouvoir prédictif en %			85.3

\* signifie Proba<0.05

\*\* signifie Proba<0.01

\*\*\* signifie Proba<0.001

Les différentes tranches de revenu et de patrimoine sont exprimées en euros.

Le % concordant est un indicateur de la qualité de la régression. Il est calculé à partir du ratio (décision d'assurance prédite par le modèle / décision d'assurance observée).

## 9.4.10 Les déterminants du niveau d'assurance

### Partielle (1)

#### Les déterminants de l'option dépendance partielle (1)

Variable dépendante		probabilité de souscrire une couverture partielle	
méthode		régression logistique	
		Caisse	France entière
effectif total		5 267	293 351
couvert contre la dépendance partielle		1752 (33,26%)	94 034 (32,06%)
Constante		-0.4853*	-0.8992***
Age	d25a29	ns	ns
	d30a34 (ref)	ref	ref
	d35a39	ns	0.5594***
	d40a44	ns	0.6594***
	d45a49	0.3093*	0.9112***
	d50a54	ns	0.9325.***
	d55a59	ns	0.8169***
	d60a64	ns	0.5995***
	d65a69	-0.2462 (0.2477)	0.2854***
	d70a74	-0.6273**	ns
femme		0.0808 (0.2527)	0.0997***
CSP	agriculteurs exploitants (csp1)	-0.4262 (0.2129)	-0.3973***
	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise (csp2)	-0.6367**	-0.2919***
	Cadre et professions intellectuelles supérieures (csp3)	ref	ref
	Professions intermédiaires (csp4)	-0.2261 (0.3703)	-0.2079***
	Employés (csp5)	-0.3793*	-0.3803***
	Ouvriers (csp6)	-0.5150***	-0.5434***
	Retraités (csp7)	-0.5992***	-0.4459***
	Autres personnes sans activité professionnelle (csp8)	-0.6115***	-0.5760***

## Partielle (2)

### Les déterminants de l'option dépendance partielle (2)

		Caisse	France entière
Constante		-0.4853*	-0.9006***
Revenu	revenu1 (5 000-9 745)	-0.4524**	NR
	revenu2 (9 745-13 659)	-0.3480**	NR
	revenu3 (13659-17 130)	ns	NR
	revenu4 (17 130-20 751)	ns	NR
	revenu5 (20 751-25 155)	ns	NR
	revenu6 (ref) (25 155-30 777)	ref	NR
	revenu7 (30 777-38 531)	ns	NR
	revenu8 (38 531-49 787)	ns	NR
	revenu9 (49 787-74 469)	ns	NR
	revenu95 (74 469-109 215)	ns	NR
	revenu99 (109 215-252 220)	ns	NR
revenu100 (252 220- 8 002 493)	ns	NR	
Patrimoine	pat1 (0)	ns	NR
	pat2 (1-41)	-0.5742***	NR
	pat3 (41-446)	-0.3234**	NR
	pat4 (446-1 955)	ns	NR
	pat5 (1 955-5 238.5)	ns	NR
	pat6 (ref) (5 238.5-10 961)	ref	NR
	pat7 (10 961-21 337)	0.4653***	NR
	pat8 (21 337-42 618)	0.6169***	NR
	pat9 (42 618-94 845)	0.4913***	NR
	pat95 (94 845-168 551)	0.5960***	NR
pat99 (168 551-424 980)	0.5630***	NR	
pat100 (424 980-1 985 382)	0.3970*	NR	



### Partielle (3)

#### Les déterminants de l'option dépendance partielle (3)

		Caisse	France entière
Surprime	aucune surprime (ref)	ref	ref
	surprime25	0.5104***	0.2377***
	surprime50	0.6541***	0.0428*
	surprime75	ns	0.0786**
	surprime100	ns	0.0483 (0.3076)
	surprime125	.	-0.9256*
	surprime150	.	-1.1729 (0.1196)
Garantie	garantie75 (ref)	ref	ref
	garantie90	0.5489***	0.3004***
	garantie95	0.5776***	0.6120***
	garantie99	0.4678***	0.5812***
	garantie100	0.8585***	0.7637***
Statut police	en vigueur (ref)	ref	ref
	refusé par l'assureur	0.8258***	0.2593***
	refusé par le client	0.6440**	0.5210***
	resilié par le client	ns	-0.0814***
	rente en service	ns	0.6159***
Garantie obsèques	obsèques	0.6981***	0.8293***
Aversion	aversion	ns	ns
pouvoir prédictif en %		76.5	73.0

\* signifie  $Proba < 0.05$

\*\* signifie  $Proba < 0.01$

\*\*\* signifie  $Proba < 0.001$

Les différentes tranches de revenu et de patrimoine sont exprimées en euros.

NR signifie non renseigné

Le % concordant est un indicateur de la qualité de la régression. Il est calculé à partir du ratio (décision d'assurance prédite par le modèle / décision d'assurance observée).

## Garantie élevée (1)

### Les déterminants d'une garantie élevée (1)

Variable dépendante		probabilité de souscrire une couverture partielle	
méthode		régression logistique	
		Caisse	France entière
effectif total		5 267	293 351
ayant souscrit une garantie élevée		776 (17,28%)	73 238 (25%)
Constante		-2.6676***	-1.2623***
Age	d25a29	ns	ns
	d30a34 (ref)	ref	ref
	d35a39	1.1749**	0.4951***
	d40a44	1.2607**	0.6634***
	d45a49	1.0759**	0.8401***
	d50a54	1.1933**	0.9082***
	d55a59	1.0489**	0.7943***
	d60a64	0.8246*	0.7378***
	d65a69	0.5645 (0.1868)	0.5335***
	d70a74	0.6113 (0.1570)	0.3791***
d75a79	ns	1.3882***	
femme		0.1745*	0.1295***
CSP	agriculteurs exploitants (csp1)	-0.5822 (0.1515)	-0.3797***
	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise (csp2)	ns	-0.1966***
	Cadre et professions intellectuelles supérieures (csp3)	ref	ref
	Professions intermédiaires (csp4)	-0.5852*	-0.4818***
	Employés (csp5)	-0.5665*	-0.6563***
	Ouvriers (csp6)	-0.5463*	-0.8672***
	Retraités (csp7)	-0.5588*	-0.5492***
	Autres personnes sans activité professionnelle (csp8)	-0.5533*	-0.5930***

## Garantie élevée (2)

### Les déterminants d'une garantie élevée (2)

		Caisse	France entière
Constante		-2.6676***	-1.2663***
Revenu	revenu1 (5 000-9 745)	ns	NR
	revenu2 (9 745-13 659)	ns	NR
	revenu3 (13659-17 130)	ns	NR
	revenu4 (17 130-20 751)	ns	NR
	revenu5 (20 751-25 155)	ns	NR
	revenu6 (ref) (25 155-30 777)	ref	NR
	revenu7 (30 777-38 531)	ns	NR
	revenu8 (38 531-49 787)	0.1873 (0.2594)	NR
	revenu9 (49 787-74 469)	0.3918*	NR
	revenu95 (74 469-109 215)	0.6038**	NR
	revenu99 (109 215-252 220)	0.5133**	NR
revenu100 (252 220- 8 002 493)	1.5459*	NR	
Patrimoine	pat1 (0)	-0.3720 (0.2216)	NR
	pat2 (1-41)	-0.3880 (0.2222)	NR
	pat3 (41-446)	ns	NR
	pat4 (446-1 955)	ns	NR
	pat5 (1 955-5 238.5)	-0.4078*	NR
	pat6 (ref) (5 238.5-10 961)	ref	NR
	pat7 (10 961-21 337)	0.2785 (0.1467)	NR
	pat8 (21 337-42 618)	0.3130*	NR
	pat9 (42 618-94 845)	0.5352**	NR
	pat95 (94 845-168 551)	0.6330***	NR
	pat99 (168 551-424 980)	0.9486***	NR
pat100 (424 980-1 985 382)	ns	NR	

### Garantie élevée (3)

#### Les déterminants d'une garantie élevée (3)

		Caisse	France entière
Constante		-2.6676***	-1.2663***
Surprime	aucune surprime (ref)	ref	ref
	surprime25	ns	0.3965***
	surprime50	ns	0.1526***
	surprime75	ns	0.4162***
	surprime100	1.4062***	0.3773***
	surprime125	.	0.8034**
	surprime150	.	1.2221***
Statut police	en vigueur (ref)	ref	ref
	refusé par l'assureur	ns	-0.9268***
	refusé par le client	ns	-0.5022***
	resilié par le client	-0.2694*	-0.5944
	rente en service	ns	0.9817***
	décès	ns	0.0904**
Garantie obsèques		0.6981***	0.2089***
Partielle		0.5560***	0.4254***
Aversion		-0.3627***	-0.4332***
pouvoir prédictif en %		76.5	81.7

\* signifie  $Proba < 0.05$

\*\* signifie  $Proba < 0.01$

\*\*\* signifie  $Proba < 0.001$

Les différentes tranches de revenu et de patrimoine sont exprimées en euros.

Le % concordant est un indicateur de la qualité de la régression.

Il est calculé à partir du ratio (décision d'assurance prédite par le modèle / décision d'assurance observée).

Le "." correspond à l'absence d'observations.

## Tobit sur niveau de cotisation (1)

Variable dépendante		niveau de cotisation
méthode		Tobit
		<b>Caisse</b>
effectif total		5627
Constante		179.1501***
Mills		-5.8098 (0.3431)
Age	d25a29	ns
	d30a34 (ref)	ref
	d35a39	ns
	d40a44	34.9680***
	d45a49	33.2214***
	d50a54	78.9821***
	d55a59	126.0829***
	d60a64	194.4901***
	d65a69	295.7941***
	d70a74	453.7348***
femme		ns
CSP	agriculteurs exploitants (csp1)	-30.21526***
	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise (csp2)	ns
	Cadre et professions intellectuelles supérieures (csp3)	ref
	Professions intermédiaires (csp4)	-18.1270*
	Employés (csp5)	-22.3423***
	Ouvriers (csp6)	-22.1326**
	Retraités (csp7)	ns
	Autres personnes sans activité professionnelle (csp8)	-12.4823 (0.1634)

## Tobit sur montant de cotisation (2)

		Caisse
Constante		179.1501***
Revenu	revenu1 (5 000-9 745)	6.4929 (0.2037)
	revenu2 (9 745-13 659)	6.6032 (0.1394)
	revenu3 (13659-17 130)	6.3057 (0.1119)
	revenu4 (17 130-20 751)	ns
	revenu5 (20 751-25 155)	ns
	revenu6 (ref) (25 155-30 777)	ref
	revenu7 (30 777-38 531)	ns
	revenu8 (38 531-49 787)	ns
	revenu9 (49 787-74 469)	7.3534*
	revenu95 (74 469-109 215)	13.2513**
	revenu99 (109 215-252 220)	25.5303***
revenu100 (252 220- 8 002 493)	50.8058***	
Patrimoine	pat1 (0)	ns
	pat2 (1-41)	ns
	pat3 (41-446)	ns
	pat4 (446-1 955)	ns
	pat5 (1 955-5 238.5)	ns
	pat6 (ref) (5 238.5-10 961)	ref
	pat7 (10 961-21 337)	ns
	pat8 (21 337-42 618)	7.3437**
	pat9 (42 618-94 845)	15.8549***
	pat95 (94 845-168 551)	17.7598***
pat99 (168 551-424 980)	31.7666***	
pat100 (424 980-1 985 382)	28.3826***	

### Tobit sur montant de cotisation (3)

		Caisse
Surprime	aucune surprime (ref)	ref
	surprime25	79.5099***
	surprime50	153.2217***
	surprime75	282.0570***
	surprime100	428.9076***
Statut police	en vigueur (ref)	ref
	refusé par l'assureur	29.9831***
	refusé par le client	ns
	resilié par le client	-2.7387 (0.2886)
	rente en service	ns
Obsèques		ns
Aversion		-9.8597 (0.1531)
R <sup>2</sup>		23,32%
* signifie Proba<0.05		
** signifie Proba<0.01		
*** signifie Proba<0.001		
Les différentes tranches de revenu et de patrimoine sont exprimées en euros.		
Le % concordant est un indicateur de la qualité de la régression.		
Il est calculé à partir du ratio (décision d'assurance prédite par le modèle / décision d'assurance observée).		

## Tobit sur garantie élevée (1)

Variable dépendante		probabilité de souscrire une couverture partielle	
méthode		Tobit	
		Caisse	France entière
effectif total		5 267	293 351
ayant souscrit une garantie élevée		776 (15%)	73 238 (25%)
Constante			608.2928***
Mills		ns	253.2543**
Age	d25a29	ns	ns
	d30a34 (ref)	ref	ref
	d35a39	ns	83.1456**
	d40a44	ns	84.9095*
	d45a49	ns	128.3752**
	d50a54	ns	125.5422**
	d55a59	ns	109.3823***
	d60a64	ns	77.4708*
	d65a69	ns	41.0338 (0.2442)
	d70a74	ns	ns
d75a79		.	ns
femme		ns	21.5301***
CSP	agriculteurs exploitants (csp1)	ns	-201.4992***
	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise (csp2)	ns	-100.3628***
	Cadre et professions intellectuelles supérieures (csp3)	ref	ref
	Professions intermédiaires (csp4)	ns	-161.1176***
	Employés (csp5)	ns	-223.7911***
	Ouvriers (csp6)	ns	-287.9196***
	Retraités (csp7)	ns	-231.3316***
	Autres personnes sans activité professionnelle (csp8)	ns	-216.5213***



## Tobit sur garantie élevée (2)

		Caisse	France entière
<hr/>			
Constante			
<hr/>			
Revenu	revenu1 (5 000-9 745)	ns	NR
	revenu2 (9 745-13 659)	ns	NR
	revenu3 (13659-17 130)	ns	NR
	revenu4 (17 130-20 751)	ns	NR
	revenu5 (20 751-25 155)	ns	NR
	revenu6 (ref) (25 155-30 777)	ref	ref
	revenu7 (30 777-38 531)	ns	NR
	revenu8 (38 531-49 787)	ns	NR
	revenu9 (49 787-74 469)	ns	NR
	revenu95 (74 469-109 215)	ns	NR
	revenu99 (109 215-252 220)	ns	NR
	revenu100 (252 220- 8 002 493)	ns	NR
<hr/>			
Patrimoine	pat1 (0)	ns	NR
	pat2 (1-41)	ns	NR
	pat3 (41-446)	ns	NR
	pat4 (446-1 955)	ns	NR
	pat5 (1 955-5 238.5)	ns	NR
	pat6 (ref) (5 238.5-10 961)	ref	ref
	pat7 (10 961-21 337)	ns	NR
	pat8 (21 337-42 618)	ns	NR
	pat9 (42 618-94 845)	ns	NR
	pat95 (94 845-168 551)	ns	NR
	pat99 (168 551-424 980)	ns	NR
	pat100 (424 980-1 985 382)	ns	NR
<hr/>			

### Tobit sur garantie élevée (3)

	Caisse	France entière
aucune surprime (ref)	ref	ref
surprime25	ns	ns
surprime50	ns	ns
surprime75	ns	27.2720 (0.2994)
surprime100	ns	ns
surprime125	ns	ns
surprime150	ns	ns
en vigueur (ref)	ref	ref
refusé par l'assureur	ns	ns
refusé par le client	ns	ns
resilié par le client	ns	-49.9798 (0.1772)
décès	ns	-18.7328*
rente en service	ns	ns
obsèques	ns	73.4241***
aversion	ns	67.3236***
célibataire	ref	ref
marie	ns	12.9260***
veuf	ns	-26.2158***
divorce	ns	-17.3962 (0.1521)
separe	ns	ns
R <sup>2</sup>	12.17%	21,12%

\* signifie Proba<0.05

\*\* signifie Proba<0.01

\*\*\* signifie Proba<0.001

Les différentes tranches de revenu et de patrimoine sont exprimées en euros.

Le % concordant est un indicateur de la qualité de la régression.

Il est calculé à partir du ratio (décision d'assurance  
prédite par le modèle / décision d'assurance observée).

## 9.5 Annexe du chapitre 7

### 9.5.1 Les contrats "front loaded"

Hendel et Lizzeri fournissent des vérifications empiriques à leur modèle sur le marché de l'assurance-vie (Hendel & Lizzeri 2003). Finkelstein et McGarry montrent que le marché de l'assurance dépendance vérifie aussi les prédictions théoriques du modèle (Finkelstein & Garry 2006). Les primes des contrats d'assurance dépendance sont payées sur une base périodique à un taux nominal fixé à l'avance. Le montant des primes décroît dans le temps en termes réels. Dans le même temps, la valeur espérée d'une année de couverture augmente à mesure que la santé décroît. Les individus paient donc une prime en début de contrat qui est supérieure au coût actuariel. Néanmoins, comme le risque de devenir dépendant augmente avec l'âge, le ratio entre la prime et le risque diminue au fil du temps. En fin de contrat, il est fort probable que la prime payée par l'individu soit inférieure au coût actuariel. Le contrat dépendance est donc *front loaded*. Certains contrats proposent une indemnité fixe en termes réels alors que d'autres proposent une indemnité qui augmente au fil du temps (SocietyofActuaries 2002).

La plupart des contrats proposés sur le marché américain n'ont pas de valeur de rachat. Cela signifie qu'il n'est pas possible de sortir du contrat en capital. En France, certains contrats proposent ce que les assureurs appellent une valeur de réduction. Cette clause indique qu'au-delà d'une certaine durée de cotisation (8 ans en général), il est possible de cesser le versement des primes tout en conservant un maintien partiel de la garantie. Etant donné la structure déséquilibrée du paiement de la prime, le fait de changer de contrat ou tout simplement d'abandonner son contrat peut se révéler coûteux pour l'assuré (Brown & Finkelstein 2004c). C'est pourquoi seulement 7% des contrats en cours sont résiliés chaque année par les assurés vivants (SocietyofActuaries 2002). En outre, ceux qui résilient leur contrat ne resouscrivent pas un nouveau contrat. La plupart du temps, ils quittent complètement le marché (Health Insurance Association of America 1993). Le taux de résiliation des contrats en fonction du nombre d'années d'ancienneté présente donc une courbe en U. Elle remonte en fin de contrat. Les taux de résiliation sont plus élevés pour les contrats les moins *front loaded* (SocietyofActuaries 2002). Cela signifie que moins les individus paient une surprime en début de contrat, plus ils sont incités à résilier ce qui relève somme toute d'un comportement rationnel. A noter qu'on observe

un phénomène similaire sur le marché français.

### 9.5.2 ACM sur les assurés en situation de dépendance

L'Analyse en Correspondances Multiples (ACM) permet d'avoir un panorama des différentes situations des personnes assurées contre la dépendance. Le but est de mettre en évidence les modalités des différentes variables le plus souvent associées ou le plus souvent opposées. L'ACM a été réalisée sur les variables suivantes : âge, CSP, âge à l'adhésion, garantie souscrite, pathologie, niveau de dépendance, durée de dépendance, libellé de la police, montant garanti.

L'examen de l'histogramme des valeurs propres nous amène à considérer les 5 premiers axes, ce qui représente 23,30% de l'inertie totale.

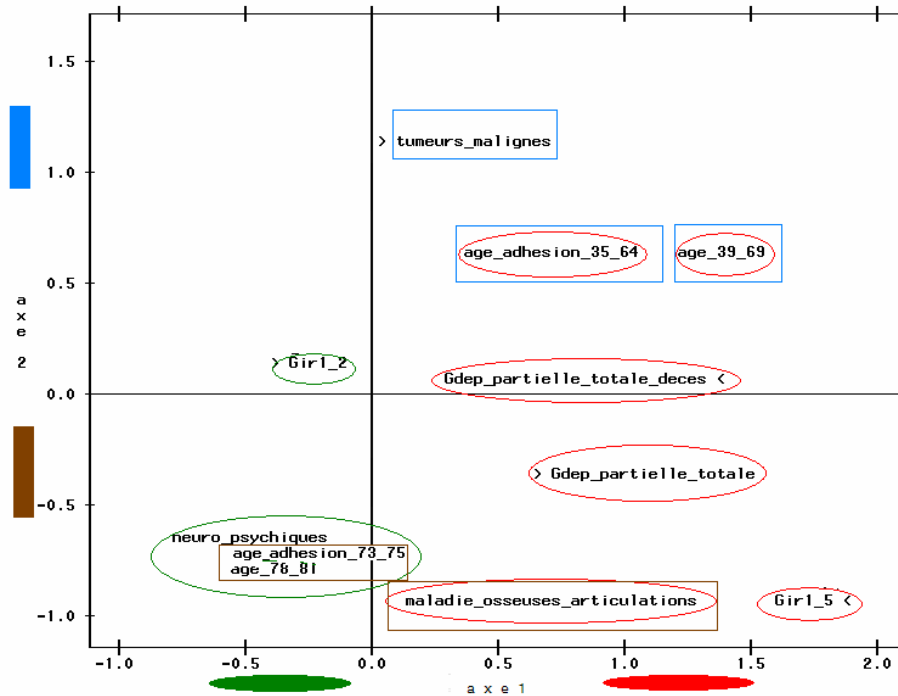
Le premier axe met en évidence un effet prévoyance. On observe une opposition entre personnes peu âgées (moins de 69 ans), faiblement dépendantes (Gir 5, maladies osseuses et articulaires), ayant souscrit une assurance dépendance tôt (avant 64 ans) et à large spectre (dépendance partielle, totale, décès), aux personnes plus âgées (plus de 78 ans), lourdement dépendantes (Gir 1 et 2, maladies neuropsychiques) mais qui se sont couvertes contre ce risque tardivement (entre 73 et 75 ans).

Ainsi, on observe deux types de comportements face à la dépendance. Le premier consiste à se couvrir contre un risque qui ne s'est pas encore matérialisé. Dans ce cas, la dépendance n'est pas une réalité au moment de la souscription. Le deuxième comportement consiste à s'assurer contre la dépendance quand celle-ci se présente et donc quand la dépendance est plus avancée.

Sur le deuxième axe, on observe des situations de dépendance différentes selon l'âge. Ici, ce sont les niveaux de santé de chacun qui sont mis en exergue. Il y a une opposition entre les personnes assez jeunes (moins de 69 ans), ayant adhéré à une assurance avant 64 ans et touchées de dépendance assez lourde (ex : tumeurs malignes) et les personnes âgées (entre 78 et 81 ans), ayant adhéré tardivement (entre 73 et 75 ans) mais atteintes de dépendance légère (ex : maladies osseuses et articulaires).

Ainsi il y a une opposition entre personnes âgées mais faiblement dépendantes et les personnes plus jeunes mais déjà très dépendantes.

Le plan suivant, représentant l'axe 1 en abscisse et l'axe 2 en ordonnée, permet d'avoir un aperçu visuel des oppositions présentées auparavant.



Les axes 3 et 4 opposent les valeurs extrêmes de l'âge et de l'âge d'adhésion aux valeurs moyennes. De ce fait, ces axes ne présentent aucun intérêt.

L'axe 5 met en avant des comportements différents au niveau de la couverture du risque pour des personnes lourdement dépendantes. Les personnes ayant souscrit une assurance tôt (avant 64 ans) perçoivent une rente d'environ 636 euros de leur assurance. Tandis que les personnes ayant souscrit tardivement (entre 73 et 75 ans) pour une rente de moins de 626 euros se caractérisent par la résiliation de leur contrat du fait de non-paiement ou sur simple décision.

### 9.5.3 Les données américaines utilisées pour tester l'antisélection multidimensionnelle

Les données utilisées proviennent de la cohorte Asset and Health Dynamics, (appelé AHEAD par la suite) issue de l'enquête Health and Retirement Study (HRS). La cohorte retenue est représentative de la population non dépendante née en 1923 ou avant. L'âge moyen de la base

est de 78 ans. 11% de l'échantillon sont titulaires d'une assurance dépendance. Les personnes interrogées sont suivies dans le temps entre 1995 et 2000. Ce suivi longitudinal nous permet d'étudier le recours aux établissements de soins. Durant cette période, 16% des personnes de l'échantillon rentrent en établissements de soins.

Un aspect central dans cette étude est la mesure de l'évaluation subjective du risque dépendance. Dans le cadre du questionnaire AHEAD, il est demandé aux personnes interrogées quelle est leur perception du risque de rentrer en établissement de soins. Les individus doivent répondre sur une échelle allant de 0 à 100. La réponse à cette question est censée révéler l'information cachée relative à leur état de santé. Elle peut aussi révéler des prises en charge alternatives aux établissements telles que l'aide du conjoint, des enfants ou le niveau d'assurance.

Par plusieurs aspects, les réponses à ces questions semblent raisonnables. Les prédictions individuelles semblent correctes en moyenne. En effet, la probabilité subjective de rentrer en établissement de soins est de 18% alors que sur la période étudiée, 16% des individus sont effectivement rentrés en établissements de soins. Nous remarquons également que la probabilité subjective d'entrer en maison de soins varie dans le même sens que les facteurs de risque connus. Les probabilités sont plus importantes pour les femmes que pour les hommes et elles augmentent de manière monotone avec l'âge et le statut de santé. Ces résultats sont cohérents avec d'autres travaux qui ont également mis en évidence une corrélation entre la probabilité subjective de mourir et des caractéristiques telles que l'âge ou le statut de santé (Hamermesh 1985) (Smith et al. 2001) (Hurd & McGarry 2002). Un inconvénient connu de ces probabilités subjectives réside dans la propension des sondés à répondre par des chiffres arrondis comme 50, 25 ou 100% (Hurd & McGarry 1995) (Gan, Hurd & McFadden 2005). La propension importante de réponses focales indique que les individus ne sont pas très à l'aise avec le fait d'estimer leur probabilité de devenir dépendant et ne semblent même pas réfléchir en ces termes. Les individus utilisent l'information probabiliste dans leurs choix d'assurance mais sont incapables de convertir cette information probabiliste en nombre, lorsqu'ils sont confrontés à un questionnaire. Les résultats du questionnaire ont donc tendance à sous estimer l'étendue de l'information individuelle.

S'ajoutent aux données AHEAD des informations recueillies auprès des compagnies d'assurance ainsi que leur méthode de classification des risques. Nous nous intéressons aux formulaires de souscription remplis par les candidats à l'assurance qui révèlent les caractéristiques indivi-

duelles observées par les compagnies. Nous nous intéressons également au modèle actuariel retenu qui est une fonction de ces caractéristiques individuelles observées.

#### 9.5.4 Structure de détention des contrats d'assurance dans l'enquête HRS

Le tableau 1 décrit les caractéristiques des détenteurs de contrat d'assurance dépendance pour les individus âgés de 60 ans et plus. Ces statistiques sont issues d'une enquête sur la santé et la retraite (Health and Retirement Survey). Cette étude comprend à la fois des contrats dépendance souscrits dans un cadre collectif mais également des contrats souscrits dans un cadre individuel<sup>15</sup>. Cependant, ici nous ne nous intéresserons qu'aux individus ayant souscrit des contrats dans un cadre individuel<sup>16</sup>. Les contrats individuels représentent en moyenne 80% des contrats vendus (HIAA 2000*a*). Il apparaît que seulement 10,5% des individus étudiés détiennent un contrat d'assurance dépendance. Le taux d'équipement est légèrement plus important pour les femmes que pour les hommes. Elles sont 10,7% à s'assurer contre 10,1%. Les individus mariés s'assurent davantage que les célibataires (11,8% contre 8,4%). Le taux d'équipement augmente significativement avec la richesse. Il est de 2,8% pour le premier quartile de richesse et de 19,6% pour le quartile le plus élevé. Cette différence peut s'expliquer en partie ou totalement par les critères de ressources du programme Medicaid. Ce dernier se révèle un meilleur substitut à l'assurance pour les individus les moins riches. Il est donc logique que les individus les moins riches s'assurent moins. Ces tendances ont déjà été observées dans d'autres enquêtes (HIAA 2000*b*) (Cohen 2003).

Une étude sur l'assurance souscrite dans un cadre individuel effectuée par LifePlans Inc. en 2000 mentionne que l'âge moyen des acheteurs est de 67 ans. On distingue ici les détenteurs de contrats dépendance à un instant  $t$  et les acheteurs de contrats dépendance. La différence entre les deux provient des individus ayant résilié leur contrat, volontairement ou non. L'âge de souscription est quasiment le même pour les hommes et pour les femmes puisqu'il est de 68

---

<sup>15</sup>Les contrats souscrits dans un cadre collectif correspondent à des contrat souscrit par le biais de l'entreprise. Cette souscription peut être obligatoire ou non. On parle alors d'assurance de groupe en opérant une distinction entre les groupes ouverts (chaque individu est libre de choisir) et les groupes fermés (la souscription au contrat est obligatoire).

<sup>16</sup>Il est préférable de s'intéresser au marché individuel car les adhésions *via* l'employeur ont généralement tendance à fausser les comportements individuels.

ans pour les hommes et de 66 ans pour les femmes. La répartition par sexe (55% de femmes contre 45% d'hommes) est la même que celle de la population totale à cet âge. Comme pour les détenteurs de contrats dépendance, la proportion d'individus mariés est plus forte chez les acheteurs de produits dépendance. Les acheteurs présentent également un statut socio-économique plus élevé que le reste de la population au même âge. Nous pouvons noter ici une première différence avec le cas français.

L'étude relative aux acheteurs nous fournit également des informations relatives au type de contrat d'assurance souscrit. Ces caractéristiques sont similaires pour les hommes et pour les femmes. Plus des 3 quarts des contrats d'assurance souscrits couvrent les dépenses de soins à domicile ainsi que les soins en établissement. La plupart des contrats contiennent une franchise. Elle prévoit un nombre de jours durant lesquels l'individu reçoit des soins sans être indemnisé par la compagnie d'assurance. Cette période de franchise peut aller de 30 à 100 jours. Les contrats prévoient également une période limitée d'indemnités. Cette période limite le nombre total de jours durant lesquels l'individu peut recevoir une indemnité. Cette période limitée est comprise entre 1 et 5 ans. Cependant, il convient de noter qu'un tiers des contrats prévoient une période d'indemnité illimitée. La période d'indemnité dure alors tant que l'assuré dépendant est en vie.

Une des caractéristiques du contrat dépendance qui le distingue du contrat santé réside dans le recours à une indemnité journalière plafonnée. Le montant moyen de ce plafond était de 109\$ en 2000. Près de 60% des contrats prévoient un plafond maximum et nominal de l'indemnité journalière, tandis que les autres contrats prévoient une augmentation prédéfinie des indemnités. Le taux de valorisation se situe entre 3% et 5%. A titre de comparaison, le coût moyen d'une journée en maison de soins était de 143\$ en 2002 pour une chambre semi privée (MetLife 2002).

La grande majorité des contrats dépendance (80%) sont vendus sur le marché des particuliers et non *via* des contrats d'entreprise (HIAA 2000a). Les contrats dépendance qui couvrent le couple et non un seul individu ne sont pas vendus sur le marché des particuliers. La régulation de ce marché est minimale. En particulier, il n'existe pas de restrictions concernant les modèles de tarification ou le public visé. Les seules restrictions concernent l'augmentation des primes afin de couvrir les sinistres <sup>17</sup> (NAIC 2002a).

---

<sup>17</sup>Lewis, S., Wilkin, J., Merlis, M., 2003. "Regulation of Private Long-term Care Insurance : Implementation



### 9.5.5 La tarification des contrats d'assurance dépendance dans l'enquête Weiss

Les auteurs utilisent ici des données relatives aux primes des contrats d'assurance pour l'année 2002. Les données ont été collectées en Mars 2002 par l'institut Weiss Ratings, Inc., dans le cadre de leur étude annuelle sur les 132 compagnies d'assurance implantées aux Etats-Unis et qui proposent des contrats dépendance. Les 29 compagnies qui ont répondu incluent les 5 compagnies les plus importantes du marché qui représentent à elles seules les deux tiers du marché (LIMRA 2002). Les auteurs utilisent ces données afin d'estimer les taux de chargement et l'étendue des garanties proposées.

Les compagnies d'assurance proposent différents niveaux de primes basés sur l'âge de l'individu ainsi que sur son état de santé. Les compagnies classent les individus dans trois catégories : risque privilégié, risque standard, extra-risk. Le risque privilégié signifie que le risque de l'individu est *a priori* inférieur au risque moyen de la population, le risque standard signifie qu'il est identique au risque moyen de la population et l'extra risque signifie qu'il est supérieur. La majorité des individus sont classés dans la catégorie standard qui est celle collectée par Weiss (ACLI 2001) (WeissRating 2002). Les primes ne varient pas en fonction du sexe. Les contrats sont reconductibles mais ne sont pas renégociables en fonction de l'évolution de l'état de santé des individus. Les primes sont habituellement payées sur une base annuelle, pour un montant nominal prédéterminé.

Weiss a demandé à chaque compagnie de reporter la prime standard pour quatre types de contrats qu'elle juge représentatifs de l'ensemble des produits qu'elle propose. Tous les contrats versent une indemnité journalière maximale de 100\$ et couvrent les soins en établissements ainsi que les résidences aménagées. Les contrats types diffèrent sur le fait qu'ils couvrent l'aide à domicile ou non, sur le niveau de franchise ainsi que sur la durée de période d'indemnité. Globalement les contrats types diffèrent sur la générosité de l'indemnité. Pour chaque scénario, Weiss collecte des informations sur les primes en distinguant les contrats qui proposent un plafond d'indemnité de 100\$ journalier et ceux dont l'indemnité maximum commence à 100\$ et augmente de 5% par an en termes nominaux. La générosité de l'indemnité augmente avec le

---

Experience and Key Issues". Prepared for The Kaiser Family Foundation, March. <http://www.kff.org>

numéro du scénario.

L'intérêt de cette enquête réside dans le fait qu'on recense les primes effectives appliquées par les assureurs et non les primes théoriques. Un premier problème tient à l'hétérogénéité des produits proposés entre les différentes compagnies d'assurance. Il semble difficile *a priori* de comparer les niveaux de primes entre des produits différents. En pratique cette question est atténuée par le fait qu'en dépit de la diversité des produits proposés, la plupart offrent également le contrat dit standard retenu par l'étude de Weiss. Les courtiers en assurance utilisent en général un logiciel standardisé afin de permettre à ses clients de mieux comprendre les différences de prix dues aux options. Il est dans l'avantage des compagnies d'assurance d'offrir un contrat standardisé afin d'apparaître dans les bases des courtiers.

Le tableau 2 présente des informations descriptives sur le niveau des primes annuelles médianes en 2002 pour chaque niveau d'indemnité. On retient 4 types de contrat. Le type 1 représente les contrats dont l'indemnité est la moins généreuse. Le contrat de type 2 couvre l'installation à domicile, l'aide à domicile avec un plafond journalier de 100\$, une franchise de 60 jours et une période d'indemnité maximum de 60 jours. Il est légèrement plus généreux que le contrat type d'assurance souscrit. La médiane de la prime annuelle de ce contrat, pour un individu de 65 ans est proche de 1200\$. Le même contrat exige une prime annuelle de 2 140\$ si le plafond des indemnités journalières augmente à un taux nominal de 5% par an. A noter que les primes augmentent nettement avec l'âge. Pour ce même contrat, la prime est multipliée par plus de dix entre 55 et 85 ans.

### 9.5.6 Données relatives à la probabilité de recours au soins $Q_{t,s}$

Une des variables les plus importantes pour notre analyse est la distribution du risque de recours aux soins long terme. Pour cela nous avons besoin des données relatives à l'entrée dans les maisons de soins. Ces données ont déjà donné lieu à de nombreuses études (Dick, Garber & MaCurdy 1994) (Murtaugh et al. 1997). Nous avons également besoin des données relatives aux résidences aménagées, ainsi qu'à l'aide à domicile. Ces deux types de dépenses sont en effet couvertes par la plupart des contrats d'assurance. Nous devons également être capables de distinguer les différents niveaux de dépendance qui donnent lieu à une prestation de la part de

la compagnie d'assurance.

Afin de satisfaire ces exigences nous utilisons un modèle actuariel basé sur la santé et les probabilités de transition entre les différents niveaux de dépendance qui est largement utilisé par les compagnies d'assurance, mais également par les instances de régulation, les agences fédérales en charge de la dépendance et la société des actuaires (Robinson 1996). L'annexe A de l'article de Brown et Finkelstein nous fournit une discussion plus approfondie sur les données et les méthodes d'estimation utilisées par le modèle actuariel. Elle montre également que le modèle produit des résultats similaires à ceux obtenus dans la littérature.

Dans leur analyse, les auteurs ne prennent en compte que le recours aux soins remboursables, ce qui signifie que l'individu doit satisfaire les conditions de prise en charge utilisées par Medicaid ainsi que que celles de l'ensemble des compagnies d'assurance. Ces critères, qui sont également exigés lorsque le contrat donne lieu à des avantages fiscaux, précisent que pour que les soins soient indemnisés, l'individu au mois une des deux conditions suivantes. Soit l'individu doit avoir besoin d'assistance pour au moins deux des AVQ sur 6 et ce besoin doit durer plus de 90 jours ou alors l'individu doit avoir besoin d'une aide afin de pallier des déficiences psychiques (Wiener, Tilly & Goldenson 2000) (LIMRA 2002). Le modèle fournit des probabilités de recours aux soins qui sont représentatives de la population entière. Nous n'effectuons donc pas d'ajustements entre la population totale et la population assurée dans la mesure où les taux de recours aux soins de long terme sont pratiquement similaires.

Une limite potentielle de ces estimations vient du fait qu'elles sont effectuées à l'aide d'une distribution de recours aux soins construite sur la période 1982-1994 (voire l'Annexe A). Si la distribution de recours aux soins long terme a changé depuis 2002 lorsque les contrats sont vendus ou si elle doit changer dans les 20 prochaines années lorsque les contrats commenceront à verser des indemnités, alors on devra actualiser la distribution de recours aux soins. Cependant, il existe des désaccords importants dans la littérature sur les tendances futures de morbidité (Manton, Corder & Stallard 1997) (Manton & Gu 2001) (Lakdawalla, Bhattacharya & Goldman 2004). On trouve également des désaccords sur le recours aux soins conditionné par la morbidité (Lakdawalla & Philipson 2002) (CBO 1999).

Une conséquence de cette incertitude sur le signe et l'ampleur des évolutions futures de morbidité fait qu'il existe une pratique commune, à la fois dans le monde académique (Wiener,

Illston & Hanley 1994) mais aussi dans le monde professionnel (Tillinghast-Towers Perrin, 2002). Elle consiste à ne pas incorporer les modifications dans les projections de morbidité dans la tarification des contrats dépendance. La tarification est effectuée à partir de la morbidité actuelle. Nous utilisons ce modèle pour générer des probabilités spécifiques au sexe et à l'âge d'être dans chacun des 5 niveaux de soins pour chaque mois entre l'âge de 65 ans et l'âge de 105 ans. Ces probabilités sont représentées par la variable  $Q_{t,s}$ . En ce qui concerne l'aide à domicile, le modèle estime un nombre d'heures d'aide par semaine.

Le tableau 3 montre que les probabilités de se trouver dans chaque niveau de soin et donc de remplir les conditions de prise en charge par l'assureur aux différents âges et en fonction du sexe. On suppose que l'individu au départ est âgé de 65 ans, qu'il est en bonne santé, suffisamment pour pouvoir contracter une assurance dépendance. Les probabilités de recours aux soins sont plus importantes pour les femmes que pour les hommes. Par exemple, une femme âgée de 65 ans a 44% de chance de faire un séjour en établissements de soins alors qu'un homme du même âge n'a que 27% de chances. Les femmes qui entrent en maison de soins y séjournent en moyenne 2 ans alors que les hommes n'y séjournent en moyenne que 1,3 ans. On observe les mêmes différences par sexe pour ce qui est de l'aide à domicile ou des résidences aménagées.

Ces différences par sexe proviennent du fait que les femmes vivent en moyenne plus longtemps que les hommes et conditionnellement à leur survie, le recours aux soins augmente fortement avec l'âge. Cependant, nous observons qu'il existe également des différences dans le recours aux soins, conditionné par la longévité. Par exemple nous estimons que parmi les individus qui survivent jusqu'à l'âge de 80 ans, les femmes ont 40% de chances en plus que les hommes d'avoir déjà fait un séjour en établissement avant l'âge de 80 ans. De telles différences reflètent probablement la santé différente des hommes et des femmes. On relève également la faible probabilité pour une femme âgée par rapport à un homme âgé de recevoir une aide informelle de la part de son époux (Lakdawalla & Philipson 2002).

### 9.5.7 Données relatives au coût des soins $X_{t,s}$

Les informations relatives au coût journalier des établissements de soins, des résidences aménagées, de l'aide à domicile sont issues de la base Metlife Market Survey (MetLife 2002).

Ces différentes informations sont synthétisées par la variable  $X_{t,s}$  qui représente la dépense de soins. Le coût moyen journalier d'un établissement de soins était en 2002 de 143\$ pour une chambre semi-privée. Les coûts moyens pour un équipement du domicile sont en moyenne moitié moins chers, de l'ordre de 72\$ par jour. L'aide à domicile représente l'aide la moins coûteuse et ne représente qu'un quart des dépenses totales de soins long-terme (USCongress 2000). Nous estimons donc qu'en moyenne un homme âgé de 90 ans et qui reçoit de l'aide à domicile dépensera en moyenne 30\$ par jour en soins à domicile couverts par l'assurance. Ce coût sera d'environ 45\$ en moyenne pour une femme du même âge.

Ensuite nous projetons ces estimations réalisées en 2002 en se basant sur des hypothèses consensuelles. Puisque la composante principale du coût de la prise en charge est le facteur travail, ces coûts devraient augmenter au même rythme que les salaires (Wiener et al. 1994). Nous utilisons donc les hypothèses de Wiener et de Abt Associates selon lesquelles les coûts devraient en moyenne augmenter de 1,5% (AbtAssociates 2001). Ce taux de croissance moyenne est malgré tout sensible aux hypothèses formulées. Sous différentes hypothèses, il peut être de 3% (Mulvey & Li 2002) (CBO 1999) ou au contraire être de l'ordre de 0,75%<sup>18</sup>. Afin d'introduire le taux de croissance des coûts en termes nominaux, nous appliquons un taux d'inflation calculée pour l'année 2002. Ce taux d'inflation est calculée en utilisant la différence de rendement entre les bons du Trésor et les TIPS<sup>19</sup>. En ce qui concerne le taux d'intérêt nominal  $i_t$ , nous utilisons la structure des rendements des US Treasury strips pour la même date que celle de notre base de données.

### **9.5.8 L'impact de l'aide publique sur l'estimation du taux de chargement et de la générosité du contrat**

Medicaid, le programme d'aide sociale pour les plus indigents, finance environ un tiers des dépenses de soins long terme (CBO 2004). Cette aide publique n'a pourtant pas d'effets sur l'estimation des taux de chargement et sur l'étendue des garanties, puisque Medicaid n'intervient

---

<sup>18</sup>Ce taux de croissance correspond à l'hypothèse basse prise par Abt Associates.

<sup>19</sup>Treasury Inflation-Protected Securities.

qu'en second payeur. Si l'individu est détenteur d'un contrat d'assurance dépendance, l'assurance verse des indemnités avant que Medicaid n'effectue aucun paiement. Notre chargement estime le rendement brut des contrats d'assurance dépendance. Il s'agit du chargement retenu par la compagnie d'assurance pour calculer les profits attendus suite à la vente d'un produit d'assurance. Cependant, le rendement net pour l'individu sera inférieur au rendement brut dans la mesure où les primes d'assurance permettent le versement d'indemnité qui auraient sinon été versées par Medicaid.

Medicare, le système d'assurance santé à destination des plus âgées, finance une part moindre des dépenses de soins long terme. En effet Medicare apparaît en premier payeur et non en second payeur comme Medicaid. Tous les soins susceptibles d'être remboursés par Medicare ne sont pas remboursés par les compagnies d'assurance et par conséquent ne sont pas inclus dans l'estimation de nos dépenses de soins par période ( $X_{t,s}$ ). Nous ajustons donc les dépenses d'aide à domicile en supposant que Medicare finance environ 35% des coûts d'aide à domicile. Bien que Medicare couvre des dépenses de soins en établissement, une faible partie d'entre eux pourraient être remboursée par l'assurance dépendance. C'est pourquoi Medicare n'affecte pas véritablement notre estimation du chargement ainsi que le niveau de couverture de l'assurance basés sur les dépenses assurables.

## 9.5.9 Résultats de l'antisélection dynamique

### Antisélection dynamique (1)

Variable dépendante		probabilité de résilier le contrat pour l'assuré	
méthode		Logit	
		Caisse	France entière
effectif total		5 267	293 351
ayant résilié leur contrat		954 (18.11%)	38 805 (13,23%)
Constante		-0.8206	-0.6132***
Age	d25a29	0.6805**	ns
	d30a34 (ref)	ref	ref
	d35a39	ns	-0.5690***
	d40a44	ns	-0.8153***
	d45a49	-0.5110**	-1.2621***
	d50a54	-0.3421*	-1.5361***
	d55a59	-0.5447**	-1.6725***
	d60a64	-0.4563*	-1.6688***
	d65a69	-0.5789**	-1.7189***
	d70a74	-0.3091 (0.2152)	-1.7402**
	d75a79	NR	-2.6490***
	femme	0.1028 (0.2475)	0.0593***
CSP	agriculteurs exploitants (csp1)	-0.5489 (0.2710)	-0.5478***
	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise (csp2)	ns	0.2303***
	Cadre et professions intellectuelles supérieures (csp3)	ref	ref
	Professions intermédiaires (csp4)	ns	ns
	Employés (csp5)	-0.4239 (0.1416)	0.1062**
	Ouvriers (csp6)	-0.4048 (0.1589)	0.0792*
	Retraités (csp7)	-0.5397*	-0.0573 (0.1920)
	Autres personnes sans activité professionnelle (csp8)	-0.6304*	0.0708 (0.1039)

## Antisélection dynamique (2)

		Caisse	France entière
Constante		-0.8206*	-0.6132***
Revenu	revenu1 (5 000-9 745)	ns	NR
	revenu2 (9 745-13 659)	-0.1922 (0.2366)	NR
	revenu3 (13659-17 130)	-0.2436 (0.1096)	NR
	revenu4 (17 130-20 751)	ns	NR
	revenu5 (20 751-25 155)	-0.3235*	NR
	revenu6 (ref) (25 155-30 777)	ref	ref
	revenu7 (30 777-38 531)	-0.1961 (0.2002)	NR
	revenu8 (38 531-49 787)	-0.2165 (0.1775)	NR
	revenu9 (49 787-74 469)	-0.3550*	NR
	revenu95 (74 469-109 215)	ns	NR
	revenu99 (109 215-252 220)	-0.3961 (0.2368)	NR
	revenu100 (252 220- 8 002 493)	ns	NR
Patrimoine	pat1 (0)	1.3760***	NR
	pat2 (1-41)	1.5382***	NR
	pat3 (41-446)	0.9653***	NR
	pat4 (446-1 955)	0.6192***	NR
	pat5 (1 955-5 238.5)	0.2256 (0.2031)	NR
	pat6 (ref) (5 238.5-10 961)	ref	NR
	pat7 (10 961-21 337)	ns	NR
	pat8 (21 337-42 618)	ns	NR
	pat9 (42 618-94 845)	-0.5811**	NR
	pat95 (94 845-168 551)	-0.6905**	NR
	pat99 (168 551-424 980)	-1.1538***	NR
	pat100 (424 980-1 985 382)	-1.4329*	NR



### Antisélection dynamique (3)

	Caisse	France entière
aucune surprime (ref)	ref	ref
surprime25	ns	-0.1903***
surprime50	ns	-0.1196***
surprime75	0.5085 (0.1553)	ns
surprime100	ns	-0.1076 (0.1184)
surprime125	.	ns
surprime150	.	ns
obsèques	ns	0.2358***
aversion	ns	ns
célibataire (ref)	ref	ref
marie	0.4440***	0.2878***
veuf	0.1819 (0.2347)	0.3151***
divorce	0.4215***	0.6149***
separe	ns	0.5718***
% concordant	82.7%	74.10%
* signifie Proba<0.05		
** signifie Proba<0.01		
*** signifie Proba<0.001		
Les différentes tranches de revenu et de patrimoine sont exprimées en euros.		
Le % concordant est un indicateur de la qualité de la régression.		
Il est calculé à partir du ratio (décision d'assurance prédite par le modèle / décision d'assurance observée).		

### 9.5.10 Résultats du test d'antisélection (Méthode Finkelstein et Poterba)

Antisélection Poterba (1)		
Données	France entière	
méthode	Logit	
effectif total	172 314	
individus assurés devenus dépendants	1024 (0.59%)	
Variable dépendante	dépendance	
Constante	-8.9285***	
Age	d25a39	-11.2135 (0.9788)
	d30a34 (ref)	ref
	d35a39	-11.1264 (0.9669)
	d40a44	-0.3749 (0.7911)
	d45a49	0.6687 (0.5423)
	d50a54	1.7183**
	d55a59	1.7020**
	d60a64	1.7867**
	d65a69	2.6739***
	d70a74	3.4688***
femme	-0.0424 (0.6726)	
CSP	agriculteurs exploitants (csp1)	0.2692 (0.7269)
	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise (csp2)	1.0797 (0.1787)
	Cadre et professions intellectuelles supérieures (csp3)	ref
	Professions intermédiaires (csp4)	-0.0164 (0.9849)
	Employés (csp5)	-0.1261 (0.8721)
	Ouvriers (csp6)	0.5259 (0.4804)
	Retraités (csp7)	1.1236*
	Autres personnes sans activité professionnelle (csp8)	1.1969**

---

## Antisélection Poterba (2)

---

Surprime	Surprime0 (ref)	ref
	Surprime25	-0.1641 (0.4104)
	Surprime50	0.7390***
	Surprime75	0.7594***
	Surprime100	0.3425 (0.4979)
	Surprime125	ns
	Surprime150	ns
Partielle		0.4802***
Garantie élevée		-0.0063 (0.4835)
Prev		-1.0706 (0.2234)
Famille	veuf	-0.1220 (0.3748)
	separé	-0.3458 (0.4522)
	marié	-0.6133***
	divorcé	-0.2348 (0.2841)
	célibataire (ref)	ref
% concordant		80,07

\* signifie Proba<0.05

\*\* signifie Proba<0.01

\*\*\* signifie Proba<0.001

---