

UNIVERSITÀ CATTOLICA DEL SACRO CUORE DI MILANO
FACOLTÀ DI SCIENZE BANCARIE, FINANZIARIE E ASSICURATIVE

Corso di laurea in Scienze Statistiche ed Attuariali

TARIFFE BONUS-MALUS PER LA R.C. AUTO
E GLI EFFETTI SUL LIVELLO DI SOLVIBILITÀ

RELATORE:

Chiar.mo Prof. NINO SAVELLI

Tesi di Laurea di:

MARTA SCOTTI

Matr. n° 2801810

ANNO ACCADEMICO 2002/2003

Ai miei Genitori

a Chiara

a Ilaria

a Filippo

Indice

Introduzione	1
CAPITOLO 1: ANALISI ECONOMICA DEL MERCATO ASSICURATIVO R.C. AUTO ITALIANO	5
1.1: UNA VISIONE D'INSIEME DEL MERCATO ASSICURATIVO	7
1.1.1: Introduzione	7
1.1.2: La situazione internazionale	7
1.1.3: I principali mercati dell'Unione Europea	9
1.1.4: Il mercato assicurativo italiano	16
1.2: STORIA DELL' R.C. AUTO IN ITALIA.....	24
1.2.1: Gli esordi.....	24
1.2.2: L'obbligatorietà	25
1.2.3: La miniriforma del 1977.....	27
1.2.4: Gli anni '80.....	28
1.2.5: La liberalizzazione	29
1.2.6: Il danno biologico.....	31
1.2.7: Gli ultimi sviluppi in ambito legislativo	32
1.2.8: I risultati dell'esercizio 2002	35

1.3: L'ANDAMENTO DEL MERCATO R.C. AUTO ITALIANO NEGLI ULTIMI ANNI.....	39
1.3.1: Introduzione	39
1.3.2: I premi	39
1.3.3: I sinistri	43
1.3.4: I risultati tecnici	49

CAPITOLO 2: LA TARIFFA R.C.AUTO E I METODI DI PERSONALIZZAZIONE A POSTERIORI.....55

2.1: LA TARIFFA	57
2.1.1: Personalizzazione a priori e a posteriori.....	57
2.1.2: Modelli tariffari.....	59
2.2: METODI DI PERSONALIZZAZIONE A POSTERIORI.....	62
2.2.1: Premi ottimi o Bayesiani.....	62
2.2.2: Il sistema Bonus-Malus: aspetti tecnici	66
2.2.3: Il modello Markoviano	72
2.2.4: Il calcolo del premio	74
2.2.5: La tariffa No Claim Discount	75
2.2.6: La tariffa con franchigia.....	78
2.3: INDICI DI VALUTAZIONE DEI SISTEMI BONUS-MALUS	80
2.3.1: Il coefficiente medio di premio e il premio di equilibrio.....	80
2.3.2: Il coefficiente medio di premio relativo stazionario	82
2.3.3: L'elasticità.....	82
2.3.4: Il coefficiente di variazione	84
2.3.5: La soglia di autoliquidazione	86

CAPITOLO 3: ANALISI TECNICA DEL MERCATO ASSICURATIVO R.C.

AUTO ITALIANO 91

3.1: METODI DI TARIFFAZIONE R.C.AUTO IN ITALIA.....	93
3.1.1: Prime formule di tariffazione	93
3.1.2: Il sistema di Bonus – Malus	94
3.1.3: Le tariffe amministrative	98
3.1.4: La liberalizzazione delle tariffe	102
3.2: UNA INDAGINE SUL MERCATO R.C.AUTO ITALIANO	103
3.2.1: Premessa	103
3.2.2: Analisi delle personalizzazioni a priori.....	105
3.2.3: Le classi di Bonus-Malus	110
3.2.4: Valutazione dei sistemi Bonus-Malus	128
3.2.5: I premi: considerazioni preliminari.....	136
3.2.6: I premi: alcuni indicatori sintetici	143
APPENDICE A.....	165
APPENDICE B	172

CAPITOLO 4: I FONDAMENTI DELLA TEORIA DEL RISCHIO CLASSICA.. 174

4.1: LA RISERVA DI RISCHIO SECONDO L'APPROCCIO DELLA TEORIA DEL RISCHIO CLASSICA.....	176
4.1.1: Emerging costs equations	176
4.1.2: La riserva di rischio	177
4.1.3: La teoria del rischio classica	179
4.2: LA DISTRIBUZIONE DEL NUMERO DI SINISTRI	183
4.2.1: Introduzione	183
4.2.2: Modello di Poisson: portafoglio omogeneo	184

4.2.3: I modelli di Mistura di Poisson: portafoglio eterogeneo	188
4.2.4: La Generalized Poisson Distribution:	195
4.3: LA DISTRIBUZIONE DELLA VARIABILE DANNO.....	198
4.3.1: Introduzione	198
4.3.2: I modelli.....	198
APPENDICE C	200

**CAPITOLO 5: VALUTAZIONE DELLA SOLVIBILITA' D'IMPRESA:
SIMULAZIONI DI PORTAFOGLIO206**

5.1: INTRODUZIONE.....	208
5.2: LE IPOTESI DEL MODELLO	210
5.2.1: La struttura del sistema Bonus-Malus	210
5.2.2: Distribuzione del numero dei sinistri e costo dei sinistri.....	211
5.2.3: Collettività aperte.....	211
5.2.4: Il premio di equilibrio	212
5.2.5: L'indice di solvibilità \tilde{U}/B	212
5.3: I RISULTATI DELLE SIMULAZIONI DI PORTAFOGLIO.....	218
5.3.1: La distribuzione degli assicurati nelle classi.....	218
5.3.2: L'indice di solvibilità \tilde{U}/B	224
5.3.3: Alcune misure di rischio	237
Conclusioni	242
Bibliografia	252

INTRODUZIONE

Nell'anno appena concluso, il mercato della R.C. Auto italiano è stato al centro dell'attenzione degli operatori di mercato, dei mezzi di informazione, del Parlamento, del Governo e dei Consumatori.

Ciò che ha fatto accendere il confronto è stato l'aumento dei prezzi avvenuto negli ultimi anni e le vicende che ad esso hanno fatto seguito; si è avvertita, quindi, l'esigenza di una analisi, economica, storica e tecnica, del suddetto mercato in Italia, che cogliesse retaggi del passato, debolezze, cause di crisi al fine di ricercare le soluzioni più idonee.

Si è ritenuto perciò importante dare un contributo alla questione della R.C. Auto sotto un duplice aspetto: fornire informazioni ed analisi il più complete possibile sul mercato in Italia, e studiare l'impatto degli elementi tecnico-attuariali di questo ramo sulla solvibilità d'impresa.

Nel primo capitolo, quindi, dopo un'introduzione sul mercato assicurativo internazionale e nazionale nella sua globalità, si passerà ad analizzare il mercato R.C. Auto italiano: un excursus storico sui principali momenti che hanno caratterizzato questo ramo, sia dal punto di vista economico che legislativo, permetterà di capire più a fondo le problematiche che lo hanno da sempre caratterizzato. I risultati tecnici degli ultimi anni, invece, con particolare riguardo ai più importanti indicatori, forniranno uno sguardo su quella che è la situazione più recente e attuale del ramo. In questo modo ci si propone di dare una giusta collocazione alla problematica affrontata, quantificando, anche a livello monetario, il volume di risorse che tale settore coinvolge.

Con il secondo capitolo, di natura prettamente tecnica, si entra nel vivo della trattazione, attraverso un esame dei principali componenti di una tariffa R.C. Auto: la personalizzazione a priori e a posteriori, i premi Bayesiani, e i tre metodi fondamentali di personalizzazione a posteriori: il sistema Bonus-Malus, la tariffa con franchigia e il sistema No Claim Discount. Attraverso uno studio dei principali indici di valutazione dei sistemi Bonus-Malus si viene introdotti all'analisi tecnica del mercato R.C. Auto italiano: dopo una rivisitazione tecnica dei principali momenti storici che hanno caratterizzato questo ramo in Italia, si presenta una indagine di mercato, sui premi proposti da quindici imprese

di assicurazione operanti in Italia. Verranno ampiamente analizzati i sistemi Bonus-Malus adottati da ciascuna compagnia, per studiare i differenti gradi di personalizzazione che si sono sviluppati nel mercato dopo la liberalizzazione delle tariffe del 1994.

Nella seconda parte del lavoro, i richiami sulla teoria del rischio classica permetteranno di dare una modellizzazione probabilistica alle principali componenti di un processo assicurativo danni: il numero dei sinistri e il costo globale dei sinistri; verranno quindi presentate le principali distribuzioni che tali variabili aleatorie possono assumere, specificando quali di esse meglio si adattano alla modellizzazione di un portafoglio R.C. Auto.

A logica conclusione del lavoro svolto, il capitolo cinque verterà sull'implementazione di un modello di portafoglio, sul quale verranno effettuate delle simulazioni, al fine di valutare il livello di solvibilità di una compagnia che svolga la propria attività nel ramo R.C. Auto. Tali simulazioni saranno effettuate su diversi scenari, con lo scopo di cogliere le differenze nei risultati in termini di variabilità e rischiosità; questo studio fornirà, inoltre, un'idea di quelle che possono essere le conseguenze sulla solvibilità dell'impresa di particolari strategie di personalizzazione, sia a priori che a posteriori attraverso il sistema di Bonus-Malus adottato.

CAPITOLO 1

**ANALISI ECONOMICA DEL MERCATO
ASSICURATIVO R.C. AUTO ITALIANO**

1.1: UNA VISIONE D'INSIEME DEL MERCATO ASSICURATIVO

1.1.1: Introduzione

In questa prima parte del capitolo si intende dare una visione di quella che è la situazione internazionale e nazionale del mercato assicurativo; vengono quindi riportati alcuni dati riguardanti i principali indicatori di mercato. In questo modo, prima di passare alla trattazione del mercato R.C. Auto, si vuole rappresentare al meglio il contesto assicurativo in generale, per poter dare una giusta collocazione al ramo oggetto di trattazione. L'analisi è stata condotta considerando la raccolta premi suddivisa tra rami danni e rami vita, il numero di imprese operanti, l'ammontare delle riserve e degli investimenti. Per quanto riguarda la situazione italiana, si sono anche considerati: la veste giuridica delle imprese, il margine di solvibilità, l'ammontare delle spese di gestione, e infine i risultati dei conti tecnici e non tecnici degli esercizi 2001 e 2002.

1.1.2: La situazione internazionale¹

Il mercato assicurativo internazionale ha raccolto nel 2001 premi per 2.408 miliardi di dollari; il tasso di crescita reale è stato pari all'1,0%, contro un 6,8% del 2000. L'assicurazione vita, con una raccolta pari a 1.439 miliardi di dollari, ha registrato una riduzione in termini reali dell'1,8% (+9,1% nel 2000) e l'assicurazione danni, con 969 miliardi di dollari, ha fatto segnare una crescita del 5,4% (2,7% nel 2000).

La difficile situazione economica che ha accompagnato tutto il 2001 ha rallentato la quasi totalità dei mercati assicurativi mondiali, in particolare quello europeo (-2,0%

¹ Fonte: Sigma.

rispetto al +11,9% del 2000) e quello nordamericano (+2,2% rispetto al +4,8% del 2000) che da soli rappresentano oltre il 70% della raccolta premi mondiale. Si evidenzia, comunque, anche la contrazione registrata in Oceania (-1,9% rispetto al +1,7% del 2000).

I prodotti assicurativi che hanno maggiormente inciso sul calo della raccolta complessiva sono quelli dei rami vita: alla forte domanda che si era registrata negli ultimi anni, ha fatto seguito una fase di profonda recessione. Gli eventi dell'11 settembre hanno scosso profondamente lo scenario finanziario mondiale, incidendo sulla perdita di valore delle prestazioni assicurate nelle polizze di tipo "linked"², suscitando la naturale disaffezione dei potenziali assicurati.

Per il mercato assicurativo danni, invece, si è assistito ad un importante incremento della raccolta premi; le svantaggiose condizioni economiche hanno generato una inversione del ciclo dei prezzi ancor più marcata che nel 2000. Infatti, gli eventi che hanno colpito i "grandi" rischi industriali nel 2001 e le aspettative di margini finanziari di guadagno insufficienti hanno costretto le imprese a correggere verso l'alto i tassi di premio.

A livello mondiale si segnala che la quota di mercato delle imprese europee si è mantenuta pressoché costante: 31,7% dell'intera raccolta premi (31,9% nel 2000).

² Le polizze "linked" sono forme assicurative caratterizzate dalla diretta dipendenza delle prestazioni dal valore di una entità di riferimento; in linea puramente teorica, qualunque entità può essere assunta come riferimento. Nell'ambito delle polizze linked, le "unit" hanno prestazioni collegate al valore di un fondo di investimento interno o esterno all'impresa di assicurazioni, mentre le "index" sono caratterizzate da prestazioni la cui entità è in funzione del valore di un indice azionario o di un altro valore di riferimento; le index, inoltre, prevedono garanzie minime di rendimento o la conservazione del capitale iniziale, parallelamente alla prestazione variabile.

In tabella 1.1 sono presentate le quote di mercato dell'assicurazione diretta nel mondo nel 2001, con le variazioni rispetto all'anno precedente suddivise tra i rami vita e quelli danni:

	QUOTE (%)	VITA (%)	DANNI (%)	TOT. (%)
America Settentrionale	39,4	-1,5	6,0	2,2
Europa	31,7	-6,6	6,2	-2,0
Giappone	18,5	1,3	-1,2	0,8
Asia	6,2	2,6	2,2	2,5
America Latina	1,7	5,9	7,1	6,7
Oceania	1,5	-4,5	2,1	-1,9
Africa	1,0	4,0	4,1	4,1
TOTALE	100,0	-1,8	5,4	1,0

Tabella 1.1: Quote di mercato dell'assicurazione diretta nel mondo per l'anno 2001³

1.1.3: I principali mercati dell'Unione Europea

Il mercato assicurativo dell'Unione Europea ha raccolto nel 2001 premi per 764.915 milioni di euro, registrando un tasso di crescita dello 0,7% (+14,5% nel 2000); in particolare, le assicurazioni vita hanno subito una flessione del 3,2% (+20,4% nel 2000) e le assicurazioni danni hanno registrato un incremento dell'8,3% (+4,8% nel 2000). Hanno chiuso con tassi di crescita straordinari, particolarmente elevati rispetto alla media, l'Irlanda (+26,4%), il Portogallo (+13,0%), l'Italia (+12,7), la Danimarca (+12,1%) e l'Olanda (+10,7%).

³ Fonte: Sigma.

I grafici 1.1 e 1.2 rappresentano la raccolta premi diretta nei paesi dell'UE nel 2001, suddivisi tra rami vita e rami danni, con valori in milioni di euro:

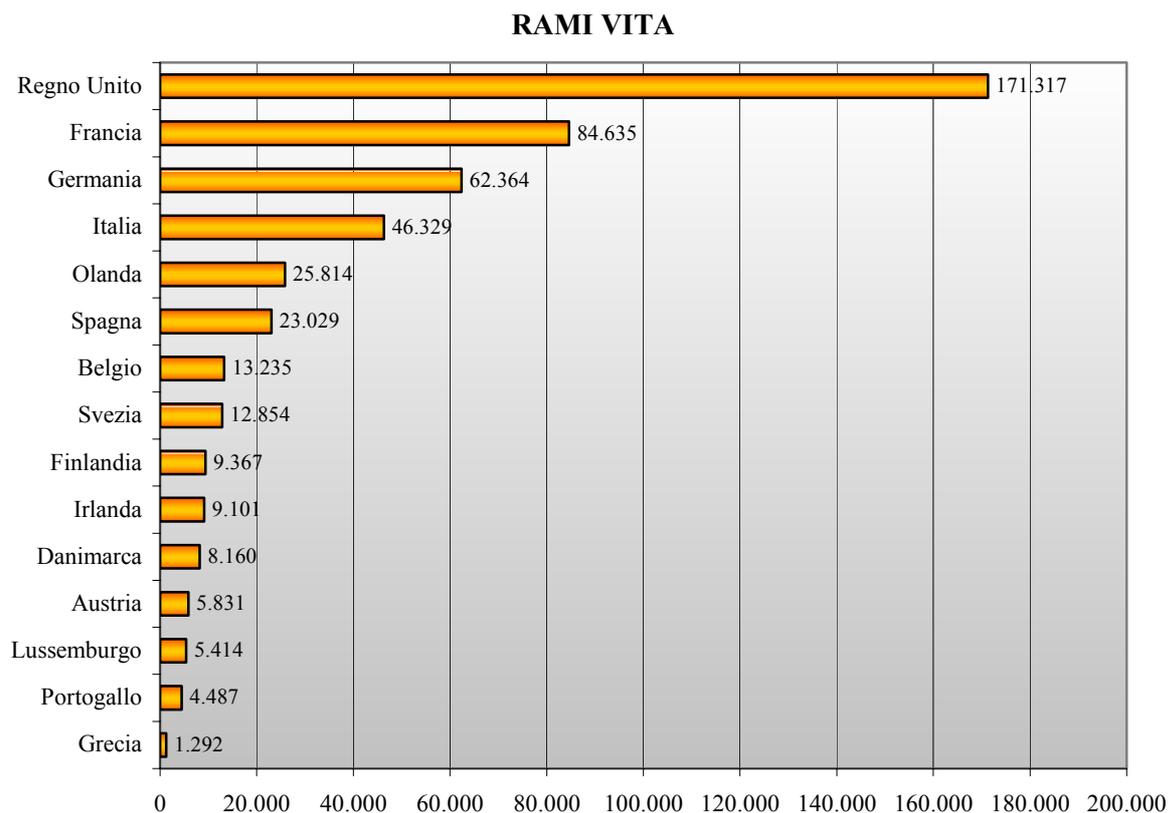


Grafico 1.1: Raccolta premi diretta nei paesi UE, rami vita; Fonte: CEA.

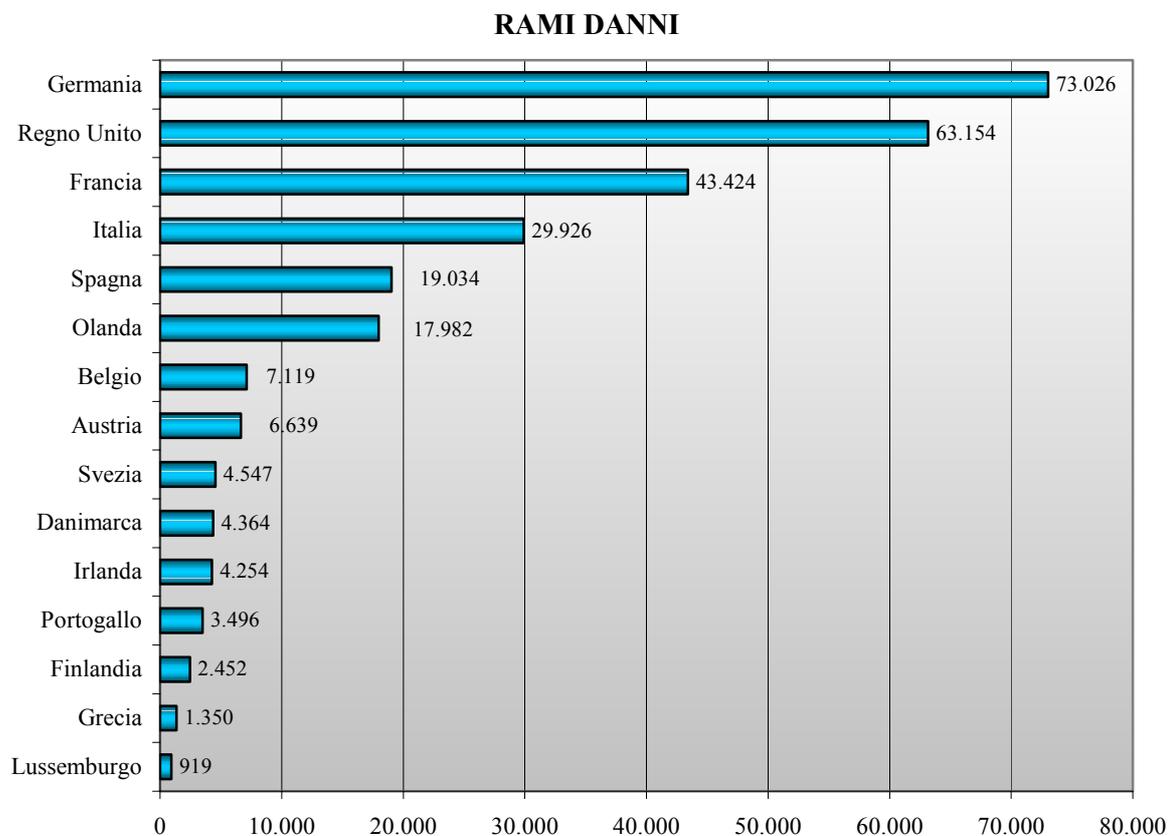


Grafico 1.2: Raccolta premi diretta nei paesi UE, rami danni; Fonte: CEA.

Nei rami vita si nota immediatamente come il Regno Unito abbia raggiunto per l'anno 2001 livelli di raccolta premi molto maggiori rispetto agli altri paesi; addirittura tale valore è più del doppio rispetto al secondo paese, pur avendo all'incirca la stessa popolazione (si vedano al riguardo le tabelle 1.2 e 1.4). L'Italia si posiziona quarta in questo settore, con una raccolta premi che rappresenta circa la metà di quella francese e circa due terzi di quella della Germania.

Nei rami danni è la Germania ad avere la maggiore raccolta premi, con un distacco di circa 10.000 milioni di Euro nei confronti del regno Unito. L'Italia risulta quarta anche in questo settore.

Nelle tabelle seguenti è possibile confrontare alcuni valori significativi per Regno Unito, Germania, Francia, Olanda, Spagna e Belgio; in particolare sono riportati per ciascun Paese: la raccolta premi, l'ammontare delle riserve, gli investimenti, il numero di imprese operanti, il numero dei dipendenti, il prodotto nazionale lordo, l'inflazione annua e la popolazione (in migliaia), sempre per l'anno 2001.

REGNO UNITO		PESO	
		2001	%
RACCOLTA PREMI			
	Vita	171.317	73,1
	Danni	63.154	26,9
TOTALE		234.471	100

GERMANIA		PESO	
		2001	%
RACCOLTA PREMI			
	Vita	62.364	46,1
	Danni	73.026	53,9
TOTALE		135.390	100

RISERVE	Matematiche Vita	1.493.241	
	Tecniche Danni	141.727	
INVESTIMENTI	Immobili	90.614	6,0
	Azioni e Partecipazioni	768.984	50,6
	Titoli a Reddito Fisso	441.581	29,1
	Mutui e Prestiti	16.701	1,1
	Depositi	20.309	1,3
	Altri	179.921	11,9
TOTALE		1.518.110	100

RISERVE	Matematiche Vita	570.601	
	Tecniche Danni	n.d.	
INVESTIMENTI	Immobili	26.444	2,8
	Azioni e Partecipazioni	356.118	37,7
	Titoli a Reddito Fisso	79.882	8,5
	Mutui e Prestiti	462.425	49,0
	Depositi	15.104	1,6
	Altri	3.871	0,4
TOTALE		943.844	100

Numero di Imprese	808
Numero di Dipendenti	223.900

Numero di Imprese	694
Numero di Dipendenti	245.400

Prodotto Nazionale Lordo	1.627.094
Inflazione Annuale	1,84%
Popolazione (migliaia)	58.928

Prodotto Nazionale Lordo	2.071.200
Inflazione Annuale	2,43%
Popolazione (migliaia)	82.311

Tabella 1.2

Tabella 1.3

CAPITOLO 1

FRANCIA		2001	PESO %
RACCOLTA			
PREMI	Vita	84.635	66,1
	Danni	43.424	33,9
TOTALE		128.059	100

OLANDA		2001	PESO %
RACCOLTA			
PREMI	Vita	25.814	58,9
	Danni	17.812	41,1
TOTALE		43.796	100

RISERVE	Matematiche Vita	685.175	
	Tecniche Danni	86.440	
	INVESTIMENTI Immobili	42.471	4,8
	Azioni e Partecipazioni	242.179	27,2
	Titoli a Reddito Fisso	577.177	64,9
	Mutui e Prestiti	12.533	1,4
	Depositi	4.963	0,6
	Altri	9.424	1,1
TOTALE		888.747	100

RISERVE	Matematiche Vita	19.765	
	Tecniche Danni	19.689	
	INVESTIMENTI Immobili	14.944	5,7
	Azioni e Partecipazioni	87.886	33,4
	Titoli a Reddito Fisso	84.427	32,1
	Mutui e Prestiti	55.848	21,2
	Depositi	4.310	1,6
	Altri	15.727	6,0
TOTALE		263.142	100

Numero di Imprese	504
Numero di Dipendenti	138.600

Numero di Imprese	473
Numero di Dipendenti	50.243

Prodotto Nazionale Lordo	1.464.400
Inflazione Annuale	1,69%
Popolazione (migliaia)	59.191

Prodotto Nazionale Lordo	429.200
Inflazione Annuale	4,49%
Popolazione (migliaia)	15.987

Tabella 1.4

Tabella 1.5

SPAGNA		2001	PESO %
RACCOLTA			
PREMI	Vita	23.029	54,7
	Danni	19.034	45,3
TOTALE		42.063	100

RISERVE	Matematiche Vita	87.098	
	Tecniche Danni	n.d.	
	INVESTIMENTI Immobili	4.321	4,6
	Azioni e Partecipazioni	6.446	6,9
	Titoli a Reddito Fisso	60.829	64,9
	Mutui e Prestiti	1.779	1,9
	Depositi	7.316	7,8
	Altri	13.006	13,9
TOTALE		93.697	100

Numero di Imprese	342
Numero di Dipendenti	46.000

Prodotto Nazionale Lordo	651.600
Inflazione Annuale	3,60%
Popolazione (migliaia)	40.266

Tabella 1.6

BELGIO		2001	PESO %
RACCOLTA			
PREMI	Vita	13.235	65,0
	Danni	7.119	35,0
TOTALE		20.354	100

RISERVE	Matematiche Vita	71.791	
	Tecniche Danni	20.366	
	INVESTIMENTI Immobili	3.120	2,9
	Azioni e Partecipazioni	38.228	35,1
	Titoli a Reddito Fisso	56.646	52,0
	Mutui e Prestiti	6.246	5,7
	Depositi	1.576	1,5
	Altri	3.092	2,8
TOTALE		108.908	100

Numero di Imprese	204
Numero di Dipendenti	25.486

Prodotto Nazionale Lordo	254.300
Inflazione Annuale	2,49%
Popolazione (migliaia)	10.210

Tabella 1.7

Si riportano, infine, il numero di imprese nei paesi UE al 31/12 degli anni 1998, 1999, 2000 e 2001 (tabella 1.8):

	1998	1999	2000	2001
Austria	77	77	77	73
Belgio	234	219	207	204
Danimarca	260	260	260	240
Finlandia	63	66	65	69
Francia	539	525	527	504
Germania	714	773	725	694
Grecia	126	114	110	107
Irlanda	161	169	163	196
Italia	251	250	252	256
Lussemburgo	93	94	93	93
Olanda	521	517	469	473
Portogallo	90	88	88	88
Regno Unito	832	829	822	808
Spagna	378	370	354	342
Svezia	492	473	482	461
TOTALE	4.831	4.824	4.694	4.608

Tabella 1.8: Numero di imprese nei paesi UE; Fonte: CEA.

Il totale delle imprese di assicurazione presenti nei paesi UE è costantemente diminuito negli anni presi in considerazione, passando da 4.831 del 1998 a 4.608 del 2001 (-4,6%).

Il grafico 1.3, invece, rappresenta il rapporto dei premi per impresa negli stessi paesi al 31/12/2001:

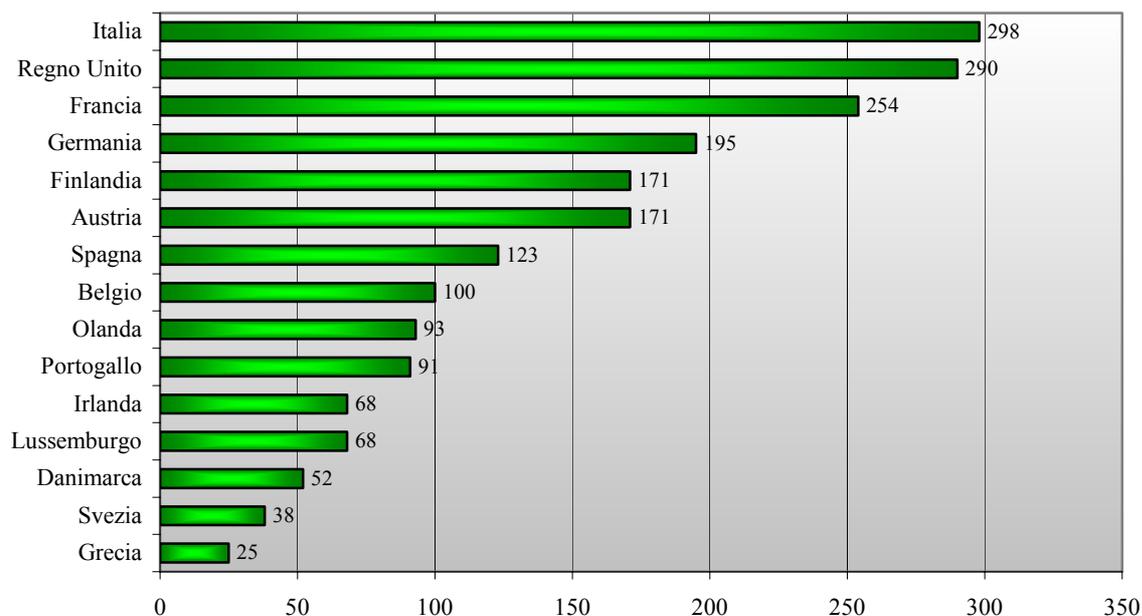


Grafico 1.3: Rapporto premi per impresa; Fonte: CEA.

Dal grafico si nota come l'Italia si posizioni al primo posto per quanto riguarda la raccolta premi per impresa, superando anche il Regno Unito; un valore elevato di tale indicatore rappresenta un elevato grado di concentrazione del mercato, dove poche imprese di medio-grandi dimensioni effettuano la maggioranza della raccolta premi totale.

1.1.4: Il mercato assicurativo italiano

In Italia le imprese di assicurazione operanti al 30 aprile 2003 sono state 249 (erano 256 alla stessa data dell'anno precedente), di cui 194 aventi sede legale in Italia e 55 rappresentanze di imprese estere, per la maggior parte (52) comunitarie.

Esercitano esclusivamente i rami vita 96 imprese (di cui 13 rappresentanze) ed esclusivamente i rami danni 124 (di cui 35 rappresentanze); esercitano sia i rami vita sia i rami danni 20 imprese; esercitano, infine, la sola riassicurazione 9 imprese (di cui 6 rappresentanze).

Per quanto riguarda la natura giuridica delle 194 imprese aventi sede legale in Italia, si hanno 190 società per azioni, 3 società di mutua assicurazione ed una società cooperativa. La tabella 1.9 mostra la suddivisione delle imprese per natura giuridica e rami esercitati:

	RAMI VITA		RAMI DANNI		MULTI RAMI		RIASS. PROFESS.		TOTALE	
	2002	2003	2002	2003	2002	2003	2002	2003	2002	2003
Società per Azioni	84	83	89	87	18	17	3	3	194	190
Società Cooperative	-	-	-	-	1	1	-	-	1	1
Società Mutue	-	-	4	2	1	1	-	-	5	3
TOTALE imprese con sede in Italia	84	83	93	89	20	19	3	3	200	194
Rappresentanze Estere	14	13	35	35	1	1	6	6	56	55
di cui con sede in paesi UE	14	13	33	33	1	1	5	5	53	52
TOTALE	98	96	128	124	21	20	9	9	256	249

Tabella 1.9: Natura giuridica delle imprese operanti in Italia; Fonte: CEA.

Sempre al 30 aprile 2003, le società quotate in Borsa sono state 10, rappresentando il 4,4% del totale, con una capitalizzazione di 51.649 milioni di euro, pari all'11,5% del totale.⁴

Il grafico 1.4 mostra il peso % dei principali rami esercitati dalle imprese di assicurazione italiane nell'anno 2002:

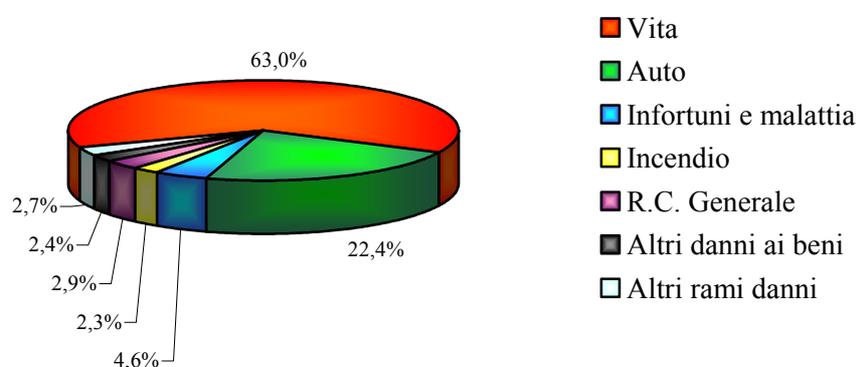


Grafico 1.4: Peso % dei rami; Fonte ANIA.

Come si può notare, il 63% della totalità dei rami esercitati appartengono ai rami vita; per quanto riguarda i rami danni, la maggioranza è costituita dal comparto Auto, mentre gli altri tipi di assicurazioni si suddividono quasi equamente nella rimanente parte (prevale leggermente l'assicurazione per Infortunio e Malattia)

Le imprese di assicurazione aventi sede nel territorio della Repubblica, a fine 2002, disponevano per il complesso della loro attività nel settore vita e in quello danni di un margine di solvibilità pari a 33.292 milioni di euro, rispetto ad un margine minimo da costituire pari a 13.100 milioni di euro. Il grafico 1.5 rappresenta il margine di solvibilità posseduto dalle imprese italiane rispetto a quello da possedere, suddiviso in rami vita (V) e

⁴ Fonte: Borsa Italiana.

rami danni (D); si nota immediatamente come ogni anno questo sia stato sempre ben al di sopra dei minimi richiesti per legge:

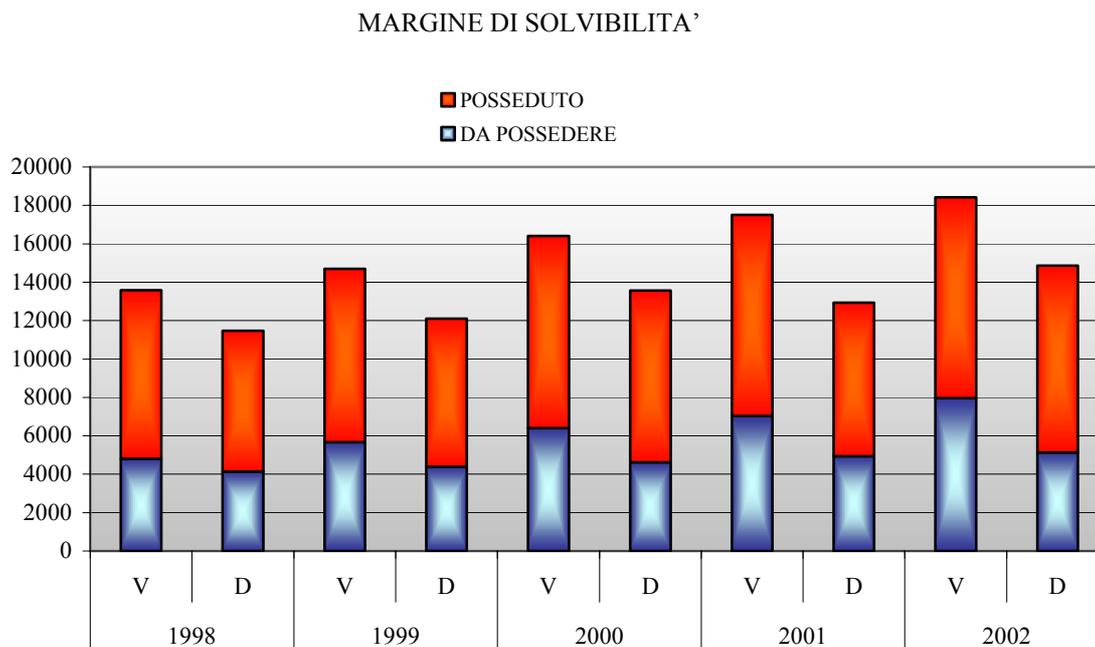


Grafico 1.5: Margine di solvibilità richiesto alle imprese italiane; Fonte: ISVAP.

I premi complessivi del lavoro italiano ed estero, diretto e indiretto, raccolti dalle imprese aventi sede legale in Italia e dalle rappresentanze di imprese estere non comunitarie, sono stati nel 2002 pari a 93.382 milioni di euro (+14.1% rispetto al 2001).

Il grafico 1.6 rappresenta la raccolta premi complessiva, suddivisa tra rami vita e rami danni dal 1993 al 2002:

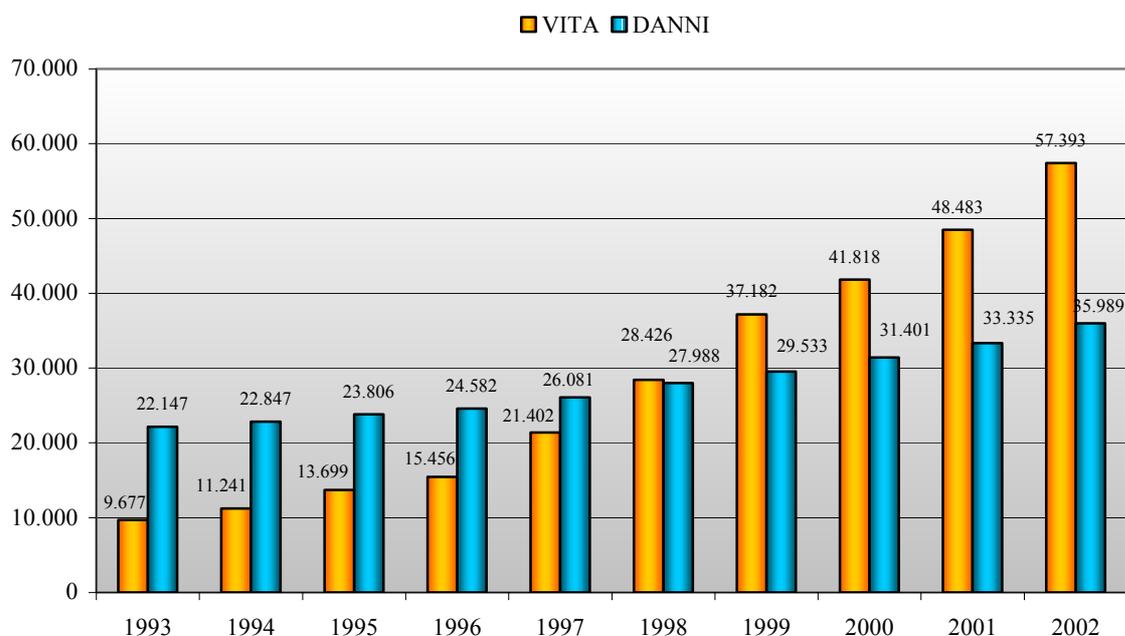


Grafico 1.6: La raccolta premi in Italia; Fonte: ANIA.

Dal grafico in oggetto si nota come entrambi i comparti abbiano avuto negli ultimi 10 anni uno sviluppo; questo risulta più contenuto per i rami danni, mentre è decisamente più forte per i rami vita. Si ricorda a tal proposito il riscontro positivo che hanno avuto proprio in questi anni i nuovi prodotti del mercato vita come le polizze “linked”.

Le riserve tecniche, rappresentative degli impegni assunti nei confronti degli assicurati, sono state nel 2002 pari a 305.731 milioni di euro (80,8% del totale), con un incremento del 13,1% rispetto all’anno precedente. Le riserve tecniche dei rami danni hanno raggiunto il valore di 62.748 milioni di euro (+5,8%), mentre quelle dei rami vita sono state di 242.983 milioni di euro (+15,2%), al lordo delle riserve sinistri (2.121 milioni

di euro). Il grafico 1.7 riporta i valori delle riserve premi, sinistri e matematiche dall'anno 1993 al 2002:

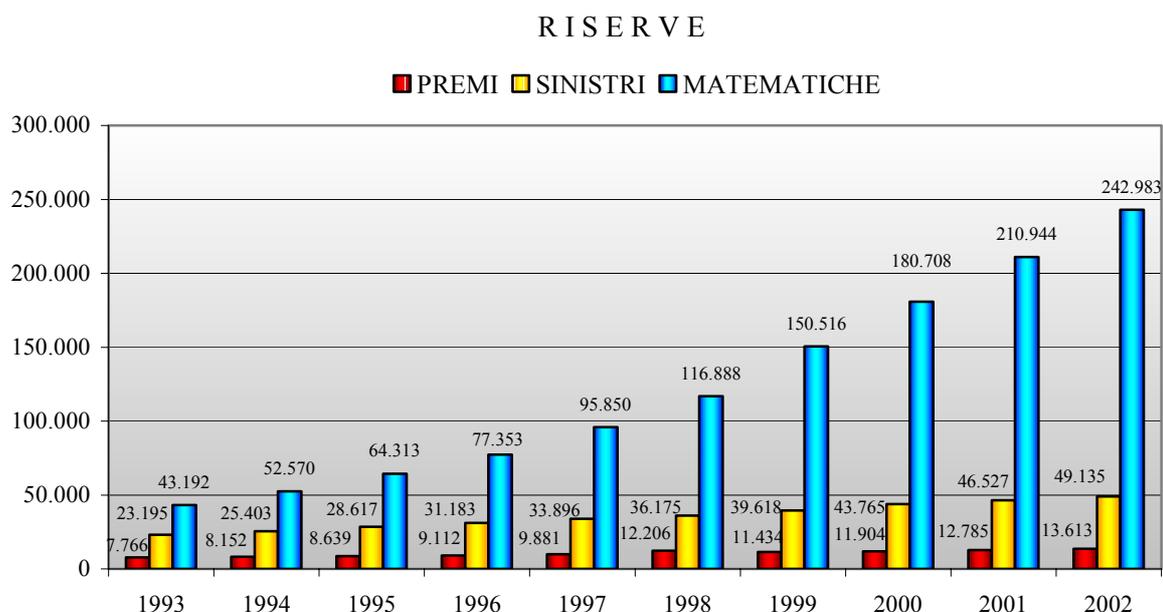


Grafico 1.7: Le riserve premi, sinistri e matematiche; Fonte ANIA.

Le spese di gestione⁵ del lavoro diretto e indiretto, al netto delle cessioni in riassicurazione, sono state pari a 10.645 milioni di euro, con un incremento del 4,3% ed una incidenza sui premi del 12,3%. Il grafico 1.8 rappresenta l'incidenza delle spese di gestione sui premi:

⁵ Le spese di gestione comprendono gli oneri per l'acquisizione dei contratti, per la riscossione dei premi, per l'organizzazione ed il funzionamento della rete distributiva, e delle spese di amministrazione relative alla gestione tecnica.

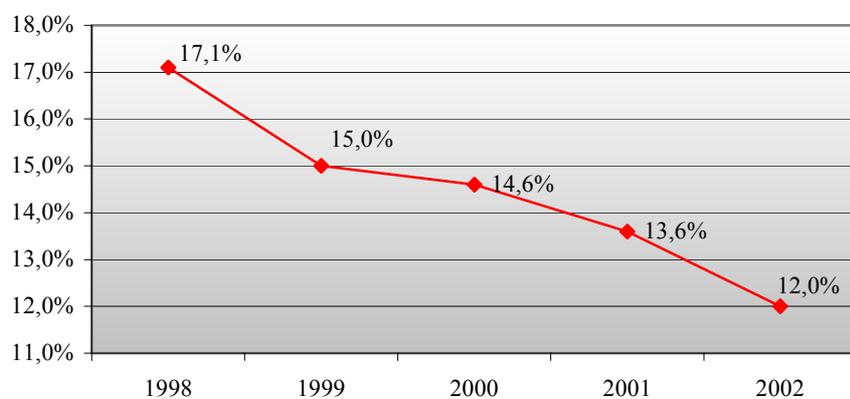


Grafico 1.8: Incidenza % delle spese di gestione sui premi; Fonte: ANIA

La percentuale delle spese di gestione rispetto alla raccolta premi è in costante diminuzione, a testimonianza di una sempre maggiore attenzione delle imprese al contenimento di tale voce.

A conclusione di questa prima parte relativa all'andamento del mercato assicurativo in Italia, si propone una tabella riassuntiva del conto tecnico dei rami vita e danni, e del conto non tecnico, per le gestioni 2001 e 2002:

CAPITOLO 1

MILIONI DI EURO	2001	2002	MILIONI DI EURO	2001	2002
Conto Tecnico Rami VITA e DANNI⁶			Conto Tecnico Rami VITA⁶		
Premi diretti e indiretti	75.240	86.197	Premi diretti e indiretti	46.325	55.415
Variazione riserve premi (-)	30.046	32.662	Variazione riserve matematiche e altre riserve tecniche	29.211	31.827
Utile investimenti	5.435	3.929	Utile investimenti	3.504	2.459
Altri proventi tecnici	780	981	Altri proventi tecnici	371	658
Oneri relativi ai sinistri (-)	38.240	44.332	Oneri relativi ai sinistri (-)	16.016	21.725
Spese di gestione (-)	10.208	10.645	Spese di gestione (-)	3.357	3.486
Altri oneri tecnici (-)	897	1.099	Altri oneri tecnici (-)	201	328
Risultato	2.064	2.369	Risultato	1.415	1.166
Conto Tecnico Rami DANNI⁶			Conto Non Tecnico		
Premi diretti e indiretti	28.915	30.782	Altri proventi Rami danni	629	412
Variazione riserve premi (-)	835	835	Altri proventi rami vita	436	726
Utile investimenti	1.931	1.470	Saldo altri proventi altri oneri	-2	-892
Altri proventi tecnici	409	323	Risultato attività ordinaria	3.127	2.615
Oneri relativi ai sinistri (-)	22.224	22.607	Risultato attività straordinaria	1.204	2.251
Spese di gestione (-)	6.851	7.159	Imposte (-)	1.454	1.416
Altri oneri tecnici (-)	696	771	RISULTATO D'ESERCIZIO	2.877	3.450
Risultato	649	1.203			

Tabella 1.10: Risultati degli esercizi 2001 e 2002; Fonte: ANIA

⁶ Voci tecniche al netto di cessioni e retrocessioni.

1.2: STORIA DELL' R.C. AUTO IN ITALIA

1.2.1: Gli esordi

In Italia, alla fine degli anni '30, risultavano immatricolati 45.011 autoveicoli, uno ogni 953 abitanti; la tendenza ad assicurarsi per i rischi di responsabilità derivanti dalla circolazione di tali veicoli rimaneva ancora molto limitata. Nel 1938 i premi versati per tutte le assicurazioni di responsabilità civile (comprendendo quindi R.C. Auto ed R.C. Diversi) rappresentavano il 18% dell'insieme dei rami danni e l'8,9% dell'intero portafoglio assicurativo⁷. I risultati tecnici erano positivi.

La situazione però cambia a partire dal 1942: a seguito del primo provvedimento di blocco delle tariffe assicurative da parte del Governo – decisione dettata da una galoppante inflazione, per via dello sforzo bellico – i risultati tecnici dei rami danni e della R.C. Auto in particolare cominciano ad essere costantemente negativi; solo i risultati della gestione finanziaria permettono alle imprese di assicurazione di ripianare in bilancio tali perdite.

All'inizio degli anni '50 i premi per i rischi di responsabilità civile – sempre comprensivi di R.C. Auto ed R.C. Diversi – incidono sui rami danni con una percentuale del 19,9 e sul totale portafoglio assicurativo al 13%.

Ma è nel decennio successivo che la motorizzazione di massa provoca un'impennata della richiesta di coperture assicurative di Responsabilità Civile: nel 1960 i soli premi per la R.C. Auto rappresentano ben il 44% del complesso dei rami danni e il 31,2% dell'intero portafoglio assicurativo. La gestione tecnica di questo ramo resta però pesantemente negativa: nello stesso anno il rapporto sinistri a premi dell'intero mercato è del 102,5% e le perdite sono ancora una volta compensate dai guadagni finanziari e dalla gestione di coperture accessorie a quella di Responsabilità Civile; coperture che riscontrano in questi anni particolare successo.

⁷ A. Zimolo: *Il punto sull'assicurazione R.C. Auto*, Quaderni di cultura e tecnica assicurativa n°42, Università degli Studi di Trieste, 1992

1.2.2: L'obbligatorietà

I problemi sociali connessi alla circolazione di milioni di autoveicoli e alle loro potenzialità di danno inducono negli anni '60 quasi tutti i Paesi ad introdurre l'assicurazione obbligatoria della Responsabilità Civile, a tutela delle vittime degli incidenti stradali e a garanzia dei patrimoni individuali; con la Convenzione di Strasburgo del 20 aprile 1959 gli Stati della Comunità Europea si erano infatti già impegnati a emanare una normativa per tutelare efficacemente le vittime della circolazione stradale. In adeguamento a tale convenzione, l'Italia emana la Legge 990 nel 1969, il cui regolamento di attuazione – promulgato il 24 novembre 1970 – entra in vigore il 12 giugno del 1971.

Tale legge porta anche alcuni provvedimenti positivi, a tutela degli assicurati, di notevole importanza: l'istituzione del Fondo di Garanzia per le Vittime della Strada; la nascita del Conto Consortile presso l'ANIA per la valutazione dell'andamento tecnico del ramo; la possibilità di procedere con l'azione diretta per il risarcimento del danno⁸.

Dall'entrata in vigore della legge sull'assicurazione obbligatoria ci si aspetta dunque un migliore equilibrio per la gestione di tale ramo⁹; l'obbligatorietà dovrebbe infatti comportare un abbattimento della sinistrosità¹⁰ e un parallelo contenimento delle spese di acquisizione, con conseguente miglioramento dei risultati tecnici. Tali benefici attesi si scontrano però con almeno tre fattori, la cui azione congiunta porta ad un ulteriore squilibrio del mercato:

- in primo luogo l'inflazione, che in quegli anni inizia un percorso a due cifre, causa una costante lievitazione del costo medio dei sinistri;

⁸ A. Oliva: *L'assicurazione RCA storia ed attualità*; Quaderni di cultura e tecnica assicurativa n. 42, Università di Trieste, 1992.

⁹ Intanto il rapporto sinistri a premi è migliorato: nel 1970 è del 93,6%; l'incidenza sui rami danni è salita al 52,4% mentre quella sul totale portafoglio al 40,2%, riducendo così la funzione equilibratrice degli altri rami rispetto alle continue perdite tecniche della R.C. Auto.

¹⁰ L'abbattimento della sinistrosità a seguito dell'obbligatorietà deriva direttamente dal fatto che le imprese acquisiscono nel portafoglio una percentuale maggiore di "buoni assicurati", mentre la composizione precedente del portafoglio era caratterizzata da una maggioranza di "cattivi assicurati".

- le autorità politiche impongono per la seconda volta il blocco delle tariffe – che durerà per quattro anni – mentre tutto il settore della motorizzazione risente pesantemente dell’aumento dei costi delle autovetture e dei pezzi di ricambio; l’autonomia contrattuale risulta così sostanzialmente soppressa, essendo limitata alla previsione di massimali di polizza superiori al minimo di legge, e all’inserimento di ulteriori garanzie non comprese nel ramo;
- in concomitanza con l’obbligo ad assicurarsi viene stabilito l’obbligo per le imprese di assicurazione a contrarre: questo comporta l’impossibilità per le compagnie di selezionare i rischi da assumere impedendo alle stesse di operare una politica, in fase di assunzione dei rischi, corretta dal punto di vista dell’equilibrio del portafoglio.

Ma un altro fattore va considerato: attratte da un mercato facile, si affacciano sul mondo della R.C. Auto compagnie di nuova costituzione, prive della solidità patrimoniale necessaria per operare in un settore così aleatorio, e forse troppo facilmente autorizzate ad esercitare dalle autorità competenti; contemporaneamente vengono create società di mutuo soccorso, legittimate ad applicare tariffe fortemente scontate rispetto a quelle già insufficienti bloccate dal governo, e che ben presto, a loro volta, palesano inadempienze nella liquidazione dei sinistri. Il risultato è di ben 33 società per azioni poste in liquidazione coatta amministrativa, e l’interdizione della possibilità di prestare copertura per le 57 società di mutuo soccorso esistenti.

Le compagnie di assicurazione italiane, quindi, a metà degli anni ’70 hanno già accumulato centinaia di miliardi di lire di perdite nella gestione tecnica, che peseranno inevitabilmente anche negli esercizi futuri.¹¹

¹¹ A. Zimolo: *La liberalizzazione della tariffa per l’assicurazione R.C.A.* Congresso nazionale di scienza delle assicurazioni, Torino, 1996.

1.2.3: La miniriforma del 1977

Il 1977 è un anno di cambiamenti: viene introdotto il sistema tariffario di personalizzazione basato sul Bonus/Malus; viene dato il via all'operatività di una commissione tecnica, che prende il nome dal suo presidente, il prof. Filippi, per l'elaborazione delle tariffe, approvate poi dal Comitato Interministeriale Prezzi; vengono introdotti il verbale di constatazione amichevole e la Convenzione di Indennizzo Diretto, volti ad instaurare una maggiore collaborazione tra assicurati e compagnie.

Il 26 febbraio 1977 viene emanata la legge n. 39, che porta alcune importanti novità:

- viene istituito l'attestato di rischio: è la prima forma di trasparenza che compare sul mercato della R.C. Auto; è quel documento che consente di cambiare compagnia conservando la propria "storia assicurativa". Probabilmente l'intento del legislatore è quello di favorire una maggiore concorrenza sul mercato facilitando lo spostamento degli assicurati da un'impresa all'altra; in realtà questo non ha alcun senso in un mercato caratterizzato da premi bloccati ed uguali per tutti.
- la procedura di offerta di risarcimento: obbliga la compagnia a formulare la proposta di risarcimento entro limiti temporali molto ristretti¹².
- l'estensione della copertura R.C. Auto ai danneggiati trasportati; inizialmente la legge n. 990 si riferiva solo alla responsabilità disciplinata dall'art. 2054 del Codice Civile, che a sua volta non si applica ai danneggiati trasportati¹³.

¹² Sono previsti 60 giorni dalla ricezione della richiesta di risarcimento da parte dell'assicurato; il termine è ridotto a 30 giorni quando il modulo di denuncia del sinistro sia stato sottoscritto dai conducenti coinvolti nel sinistro stesso.

¹³ V. Verdone: *La legge 5 marzo 2001 n. 57: "Apertura e regolazione dei mercati": impatto sulla collettività e sulle imprese*. Quaderni di tecnica e cultura assicurativa n. 51, Università degli Studi di Trieste, 2001

La miniriforma in realtà non produce conseguenze sulla gestione tecnica del ramo e soprattutto sui risultati d'esercizio; comunque, insieme ai provvedimenti attuati nello stesso periodo, introduce una fase relativamente lunga di sia pur contrastata stabilità.

1.2.4: Gli anni '80

Gli anni '80 sono caratterizzati sul piano economico generale da un graduale rientro dell'inflazione; gli aumenti tariffari concessi alle imprese dal Governo sono però sempre abbondantemente al di sotto del livello di inflazione e soprattutto dell'andamento del costo medio dei sinistri. Tutto il decennio, ad eccezione del 1985 quando si ha una lieve regressione, è caratterizzato da un rapporto sinistri a premi sempre più deteriorato: all'inizio di mezzo punto o di un punto percentuale circa l'anno, tra il 1986 e il 1989 di due punti l'anno, sino al valore di 98,3% del 1990. In questo periodo il mercato assicurativo perde più o meno come negli anni '60, ma con l'aggravante di un montepremi superiore in valori reali di 11 volte, tenuto conto anche di un'incidenza dei premi della R.C. Auto sui rami danni del 44,1% e sull'intero portafoglio del 33%.

Il mercato assicurativo italiano si trova quindi in una situazione di profondo malessere nel momento in cui deve affrontare, con l'entrata in vigore delle Direttive Comunitarie di terza generazione, una più accentuata concorrenzialità nell'ambito del mercato unico europeo¹⁴.

¹⁴ Prima del 1994 era possibile attuare una ben limitata concorrenza tariffaria: le imprese infatti potevano operare sulla fascia dei caricamenti, fissata ogni anno con decreto ministeriale sulla base delle indicazioni della Commissione Filippi. Per l'anno 1993, ultimo anno di tariffe amministrare, tale fascia andava dal 22,5% al 27% del premio puro, mentre per le spese di gestione agenziali il limite era fissato al 13%.

1.2.5: La liberalizzazione

È dunque la Terza Direttiva Danni n. 49 del 18 giugno 1992 – che fissa al 31 dicembre 1993 il termine entro il quale gli Stati Membri devono adottare le norme di recepimento ed al 1° luglio 1994 la data a partire dalla quale devono porre in vigore le medesime norme – che porta ad una vera e propria riforma del sistema tariffario italiano.

Va infatti considerato decaduto e non più applicabile il complesso sistema di approvazione delle tariffe e delle condizioni di polizza da parte del Comitato Interministeriale dei Prezzi: ciascuna impresa di assicurazione può stabilire autonomamente le proprie condizioni contrattuali e le proprie tariffe. In particolare, all'art. 41, comma 1 del suddetto Decreto, viene previsto che il solo obbligo delle imprese in materia di tariffa e condizioni sia la loro comunicazione su richiesta dell'autorità di vigilanza e in via non sistematica; tuttavia, nella normativa italiana si è utilizzata la facoltà di deroga a questa disposizione: ai sensi dell'art. 41, comma 2 del Decr. Lgs. 175/95, le imprese autorizzate ad esercitare l'assicurazione obbligatoria di responsabilità civile derivante dalla circolazione di autoveicoli, devono sempre comunicare all'ISVAP, prima della loro applicazione, le condizioni generali e speciali di polizza.¹⁵

In questa situazione le imprese sono in qualche modo sollecitate dalle nuove norme a dar corso ad una concorrenza basata su una diversificazione tariffaria derivante, oltre che dai risultati di gestione, anche dai diversi livelli di personalizzazione introdotti e dall'incidenza ad essi data nella formazione del premio. Non è da nascondere che le attese soprattutto da parte dei consumatori riguardano una generale diminuzione dei prezzi, basata sull'erronea convinzione che da una situazione di “monopolio” si passi alla liberalizzazione, in cui l'unico fattore da prendere in considerazione in sede di determinazione delle tariffe sia la maggiore concorrenzialità.

¹⁵ D. Corapi: *La liberalizzazione della tariffa per l'assicurazione R.C.A.* Congresso nazionale di scienza delle assicurazioni, Torino, 1996

La prima preoccupazione di tutte le società è invece quella di recuperare l'equilibrio tecnico del ramo, con la diretta conseguenza di un aumento generalizzato dei premi dell'ordine del 10%; per il calcolo della prima tariffa libera, nel 1994, tutte le imprese utilizzano infatti statistiche univoche, quelle del Conto Consortile, adottando i consueti parametri tecnici (zona territoriale e potenza fiscale).

Sul piano dei risultati globali di mercato, la Responsabilità Civile Auto continua a dare, anche in regime libero, indici simili a quelli dell'ultimo periodo di tariffe amministrate: dopo il picco di 98,3% del 1990, il rapporto sinistri a premi scende fino al 94,1% del 1993; nel 1994 è a 94,6% e nel 1996 tocca il 100,1%; come si evince dal grafico 1.9, tale indicatore, se pur in diminuzione, rimane sempre a livelli molto alti.

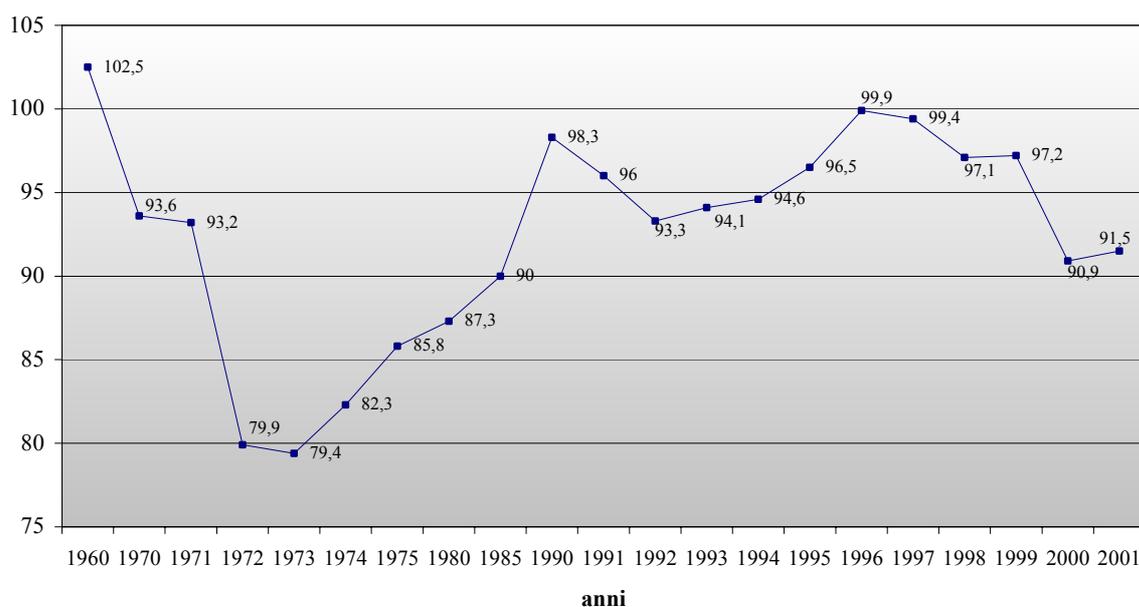


Grafico 1.9: Rapporto sinistri a premi; Fonte: ANIA.

Nonostante quindi gli aumenti generali dei premi, rimane il dato preoccupante di un'insufficienza tariffaria della R.C. Auto a fronte, ancora una volta, della lievitazione del costo medio dei sinistri¹⁶. Dal 1990 al 1999, inoltre, il costo globale dei sinistri della

¹⁶ Andamento in controtendenza con il numero dei sinistri denunciati, che subisce, dal 1990, una contrazione del 9,3% (fonte: ISVAP: *Analisi economica del mercato R.C. Auto in Italia*, 2001)

generazione di bilancio pagati nello stesso anno di denuncia è cresciuto in termini reali del 46,8%; le ragioni di tale crescita possono dipendere da un incremento della velocità di liquidazione dei sinistri nell'anno di avvenimento, oltre che all'aumento effettivo dei risarcimenti corrisposti.

1.2.6: Il danno biologico

In questi ultimi anni, inoltre, si riscontra un altro fattore determinante nell'incremento dei costi per risarcimenti: l'aumento del costo del danno alla persona ed in particolare del danno non reddituale (danno biologico e danno morale). La valutazione del danno alla persona acquista rilevanza a partire dai primi anni '80, quando le Corti di merito hanno riconosciuto la risarcibilità della lesione psico-fisica, determinando il "bene salute" come un diritto fondamentale dell'individuo, e qualificando il danno biologico come danno patrimoniale.¹⁷ Per danno biologico si intende dunque qualsiasi danno che ostacoli, almeno potenzialmente, le "attività realizzatrici della persona umana"; rientrano in tale specie anche il danno estetico, il danno alla vita relazionale, il danno alla sfera sessuale, ecc. Questa nuova figura di danno ha posto i problemi maggiori con riferimento ai criteri da applicare per la liquidazione dei suoi esiti; in particolare, la legislatura italiana non è ancora riuscita a risolvere l'ambiguità insita nel c.d. criterio di valutazione equitativa, al quale il giudice è autorizzato a ricorrere nei casi in cui sia certa l'esistenza del danno, ma incerta la prova del suo preciso ammontare. Tutto ciò ha portato notevoli sperequazioni e disparità di trattamento tra i danneggiati, con enormi difficoltà per le imprese di assicurazione in sede di determinazione di riserve congrue.

Nella tabella 1.11 viene indicata l'incidenza del numero dei sinistri con danno alla persona sul totale dei sinistri denunciati dal 1998 al 2001 in Italia e in alcuni Paesi europei¹⁸: oltre notare che tali percentuali sono sempre maggiori nel nostro Stato rispetto

¹⁷ In tale materia assume particolare rilievo la sentenza 184/86 della Corte Costituzionale: con tale decisione la Suprema Corte individua il fondamento della risarcibilità del danno biologico nel collegamento tra l'art. 32 della Costituzione, che tutela il bene salute, e l'art. 2043 c.c., che sanziona ogni fatto ingiusto.

¹⁸ Fonte: elaborazioni ANIA su dati forniti dalle Associazioni assicurative europee.

agli altri, la considerazione più preoccupante riguarda il trend che la percentuale segue nel tempo; in tre anni è quasi raddoppiata, a testimonianza di un fenomeno che sta raggiungendo proporzioni pericolose.

ANNI	INCIDENZA % DEL NUMERO DEI SINISTRI CON DANNI ALLA PERSONA SUL TOTALE DEI SINISTRI				
	ITALIA	FRANCIA	GRAN BRETAGNA	SPAGNA	GERMANIA
1998	13,7	11,6	9,4	9,3	n.d.
1999	20,2	11,3	10,2	13,6	11
2000	26,1	11	11,6	12,4	11,2
2001	26,2	10,7	13,8	12,3	n.d.

Tabella 1.11: Incidenza dei sinistri con danni alla persona sul totale degli incidenti

1.2.7: Gli ultimi sviluppi in ambito legislativo

Proprio il danno biologico è uno degli argomenti trattati nella Legge n.57 del 5 marzo 2001: “Disposizioni in materia di apertura e regolamentazione dei mercati”; questa si articola in tre gruppi di norme:

- il primo settore è dedicato a garantire la trasparenza e la concorrenzialità dell’offerta dei servizi assicurativi e un’adeguata informazione agli utenti; vengono infatti stabiliti 8 profili di assicurati e viene imposto alle imprese l’obbligo di rendere pubblici i premi relativi a tali profili, attraverso opuscoli e materiale pubblicitario. I premi devono essere inoltre comunicati semestralmente all’ISVAP, al Consiglio nazionale dei consumatori e degli utenti,¹⁹ e alle Camere di commercio, industria, artigianato e agricoltura competenti per territorio; i premi da comunicare sono quelli applicati dall’impresa in ogni singola provincia. Fine di

¹⁹ Istituito dalla legge 30 luglio 1998, n. 281.

questa disposizione è, naturalmente, promuovere un'adeguata informazione agli utenti e la realizzazione di un sistema di monitoraggio permanente sui premi.

- il secondo settore della legge riguarda la rivisitazione delle sanzioni irrogate alle imprese di assicurazione in caso di inottemperanza agli obblighi imposti per garantire la trasparenza e la concorrenzialità; vengono inoltre stabilite le sanzioni pecuniarie in caso di inottemperanza agli obblighi di pubblicazione e comunicazione dei suddetti premi di riferimento.
- il terzo raggruppamento di norme riguarda, appunto, la disciplina dei danni fisici e del danno biologico²⁰; innanzitutto viene ribadita la definizione di tale danno: “per danno biologico si intende la lesione all'integrità psicofisica della persona, suscettibile di accertamento medico-legale. Il danno biologico è risarcibile indipendentemente dalla sua incidenza sulla capacità di produzione di reddito del danneggiato”.²¹ Inoltre vengono date precise indicazioni – anche attraverso una tabella di riferimento – sui risarcimenti di danni permanenti e temporanei liquidati per i postumi da lesioni pari o inferiori al 9%, le cosiddette “microlesioni”. Infine, “con decreto del Ministero della sanità, di concerto con il Ministero del lavoro e della previdenza sociale e con il Ministero dell'industria, del commercio e dell'artigianato, si provvede alla predisposizione di una specifica tabella delle menomazioni alla integrità psicofisica comprese tra 1 e 9 punti di invalidità.”

In seguito il legislatore è di nuovo intervenuto sull'assicurazione R.C. Auto, con le disposizioni inserite nel capo III della Legge 12 dicembre 2002 n. 273, recante “Misure per favorire l'iniziativa privata e lo sviluppo della concorrenza”. Le nuove norme – contenute negli articoli da 19 a 26 della legge citata – incidono sia sull'attività di tariffazione e assunzione dei rischi, sia su quella di liquidazione dei sinistri: viene infatti confermato l'obbligo alle imprese di rendere pubblici i premi e le condizioni generali e speciali di

²⁰ V. Verdone: *La legge 5 marzo 2001 n. 57: “Apertura e regolazione dei mercati”*: impatto sulla collettività e sulle imprese. Quaderni di tecnica e cultura assicurativa n. 51, Università degli Studi di Trieste, 2001

²¹ Legge 5 marzo 2001 n. 57, capo I, art. 5, comma 3.

polizza praticati, realizzando tale pubblicità presso ogni punto vendita e mediante i siti internet²².

Si riconosce, per la determinazione dei premi e delle riserve tecniche, la necessità che operi all'interno di ogni impresa esercente l'assicurazione R.C. Auto un attuario incaricato; viene inoltre istituito presso il Ministero delle attività produttive un comitato di esperti in materia di assicurazione obbligatoria della R.C. Auto, con il compito di osservare l'andamento degli incrementi tariffari praticati dalle imprese di assicurazione, valutando in particolare le differenze tariffarie applicate sul territorio.

L'art. 23 della suddetta legge fa obbligo al danneggiato, che ha ottenuto il risarcimento dei danni subiti dal veicolo, di trasmettere all'assicuratore entro 3 mesi dal risarcimento stesso, la fattura o il documento fiscale equivalente relativi alla riparazione dei danni risarciti; sempre l'art. 23 al comma 4 introduce un ulteriore ordinamento in materia di risarcimento del danno biologico: si prevede, infatti, con decreto del Ministero della salute, di concerto con il Ministero del lavoro e delle politiche sociali ed il Ministero della giustizia, la "predisposizione di una specifica tabella unica su tutto il territorio dello Stato: a) delle menomazioni alla integrità psicofisica comprese fra 10 e 100 punti; b) del valore pecuniario da attribuire ad ogni singolo punto di invalidità comprensiva dei coefficienti di variazione corrispondenti all'età del soggetto leso".

²² Tale disposizione è stata poi integrata dall'ISVAP con la previsione del diritto di ogni utente di ottenere gratuitamente un preventivo di premio personalizzato.

1.2.8: I risultati dell'esercizio 2002²³

I premi del lavoro diretto italiano, raccolti dalle 85 imprese operanti nel ramo, sono stati nel 2002 pari a 16.652 milioni di euro (+8,5% rispetto al 2001), con un'incidenza del 51,4% sui premi complessivi delle assicurazioni danni; gli oneri per sinistri sono stati pari a 16.794.868 mila euro (13.734 milioni nel 2001). Il rapporto sinistri a premi è dunque sceso all'84,4% (era a 91,5% nel 2001). Le spese di gestione sono state pari a 2.918 milioni di euro (2741 nel 2001) e comprendono le spese di amministrazione attinenti alla gestione tecnica e agli oneri per l'acquisizione dei contratti, per la riscossione dei premi e per l'organizzazione e il funzionamento della rete distributiva; l'incidenza delle stesse sui premi è stata del 17,5%, segnando una lieve diminuzione rispetto al 2001 (17,9%).

Nel complesso, il saldo tecnico del lavoro diretto è stato negativo per 509 milioni di euro (-1.562 nel 2001); ancora una volta sono stati gli utili degli investimenti a riportare il risultato del conto tecnico a segno positivo: +139 milioni di euro per l'anno 2002 (mentre l'anno 2001 non ha potuto godere di tale compensazione avendo chiuso con un saldo tecnico negativo di 663 milioni di euro).

Tenuto conto, infine, del saldo della riassicurazione, il risultato complessivo del conto tecnico è stato positivo per 176 milioni di euro (-485 nel 2001) con una incidenza sui premi dell'1,1%.

Infine, si riportano di seguito gli elenchi relativi alle compagnie che hanno esercitato tale tipologia di Assicurazione in Italia nell'anno 2002, la rispettiva raccolta premi, la variazione rispetto al 2001 e l'incidenza di tale valore sul totale del ramo²⁴:

²³ I dati di seguito riportati sono comprensivi anche di quelli relativi all'assicurazione di responsabilità civile obbligatoria dei natanti.

²⁴ Fonte: ANIA. I premi si riferiscono al complesso delle imprese aventi sede legale in Italia e delle rappresentanze in Italia di imprese aventi sede legale in paesi non facenti parte dello Spazio Economico Europeo. Le imprese *in corsivo* sono imprese UE. I dati sono aggiornati al 31 marzo 2003.

	IMPRESA	PREMI €	VARIAZIONE % 2001	INCIDENZA %
1	Fondiaria – Sai	2.184.485	+13,2	13,01
2	Riunione Adriatica di Sicurtà	1.358.829	+10,3	8,09
3	Compagnia di Assicurazioni di Milano	976.200	+11,7	5,81
4	Lloyd Adriatico	836.266	+5,7	4,98
5	Assitalia	816.073	+4,0	4,86
6	Assicurazioni Generali	743.983	+4,5	4,43
7	Winterthur Assicurazioni	704.247	+6,4	4,19
8	Compagnia di Assicurazioni Unipol	645.728	+10,9	3,84
9	Axa Assicurazioni	568.855	-6,3	3,39
10	Sara Assicurazioni	565.579	+11,6	3,37
11	Nuova Maa	505.007	+18,7	30,1
12	Società Cattolica	483.621	+26,9	2,88
13	Toro Assicurazioni	482.739	+7,7	2,87
14	Meieaurora	465.142	-0,5	2,77
15	Nuova Tirrena	431.829	+4,2	2,57
16	Zurigo	401.236	+21,1	2,39
17	Società Reale Mutua	383.993	+4,7	2,29
18	Allianz Subalpina	375.801	+0,5	2,24
19	Carige Assicurazioni	280.347	-17,4	1,67
20	Italiana Assicurazioni	241.914	-0,3	1,44
21	Gan Italia	190.951	+13,0	1,14
22	Vittoria Assicurazioni	189.457	+16,0	1,13
23	Fata	184.513	+2,5	1,10
24	Duomo	183.236	+38,4	1,09
25	Lloyd Italico	152.558	-2,6	0,91
26	Uni One Assicurazioni	132.322	+9,9	0,79
27	Sasa	128.916	+15,6	0,77
28	Genertel	124.011	+24,4	0,74
29	Commercial Union Italia	122.768	-0,2	0,73
30	Augusta Assicurazioni	112.601	+11,2	0,67
31	Helvetia	111.901	+10,7	0,67
32	Hdi Assicurazioni	104.329	-0,5	0,62
33	<i>Royal & Sunalliance</i>	<i>102.602</i>	<i>+17,7</i>	<i>0,61</i>
34	Assimoco	100.188	+14,6	0,60
35	B.P.B. Assicurazioni	96.618	+20,1	0,58
36	Genialloyd	90.681	+59,6	0,54

CAPITOLO 1

37	Compagnia di Assicurazioni Linear	80.599	+45,3	0,48
38	Liguria	78.400	+8,2	0,47
39	Piemontese S.p.A.	68.076	-16,9	0,41
40	Direct Line Insurance	65.994	+210,1	0,39
41	Arca Assicurazioni	65.657	-2,5	0,39
42	Commercial Union Insurance	60.313	+6,6	0,36
43	Itas Mutua	59.467	+8,8	0,35
44	<i>Royal International</i>	58.266	-14,3	0,35
45	Verona Assicurazioni	56.610	+31,2	0,34
46	Nazionale	52.300	+1,6	0,31
47	Bayerische Assicurazioni	46.748	+0,0	0,28
48	Bernese Assicurazioni	44.655	+16,1	0,27
49	Nazionale Suisse	41.722	+21,6	0,25
50	Toro Targa Assicurazioni	38.856	-23,3	0,23
51	Sicurtà 1879	36.012	+39,0	0,21
52	Progress Assicurazioni	35.062	+50,0	0,21
53	Friuli V. G. Carnica	32.538	+35,3	0,19
54	Itas Assicurazioni	30.691	+6,0	0,18
55	Cab Assicurazioni	29.833	+1,9	0,18
56	Sis	29.165	+19,4	0,17
57	Assicurazioni di Roma	26.167	-16,7	0,16
58	Zurich International	25.152	+22,2	0,15
59	Padana Assicurazioni	19.713	-1,8	0,12
60	Azzurra Assicurazioni	19.462	+291,5	0,12
61	Siat	15.530	+8,2	0,09
62	Ticino	14.319	+27,5	0,09
63	Navale Assicurazioni	12.871	+7,6	0,08
64	Sear Assicurazioni	10.197	-0,6	0,06
65	Systema Assicurazioni	10.065	+24,5	0,06
66	Azuritalia Assicurazioni	10.020	+90,3	0,06
67	Assicuratrice Val Piave	7.507	+4,1	0,04
68	Dialogo Assicurazioni	5.821	+237,8	0,03
69	Creditras Assicurazioni	4.379	+104,3	0,03
70	Cattolica On Line	4.132	+239,0	0,02
71	<i>Aig Europe</i>	3.385	-30,6	0,02
72	Risparmio Assicurazioni	3.212	-58,4	0,02
73	Faro Assicurazioni	2.657	-7,5	0,02
74	Axa Carlink Assicurazioni	2.546	+485,3	0,02

75	Antoniana Veneta Danni	2.387	+87,4	0,01
76	<i>Ace Insurance</i>	1.429	-16,8	0,01
77	<i>Axa Corporate Solutions</i>	1.202	+539,4	0,01
78	Ums Generali Marine	1.199	-31,8	0,01
79	Mediolanum Assicurazioni	623	-98,8	0,00
80	Cattolica Aziende	239	-97,9	0,00
81	Newwin Assicurazioni	70	+366,7	0,00
82	<i>R+V Allgemeine</i>	59	+55,3	0,00
83	Giano	22	-18,5	0,00
84	<i>Lloyd's</i>	12	-99,8	0,00
85	Assicuratrice Edile	1	-99,9	0,00

Tabella 1.12: Imprese operanti nell'R.C. Auto in Italia; Fonte: ANIA.

1.3: L'ANDAMENTO DEL MERCATO R.C. AUTO ITALIANO NEGLI ULTIMI ANNI

1.3.1: Introduzione

In questo paragrafo, a conclusione del capitolo, si vuole presentare un quadro generale del mercato della Responsabilità Civile Auto negli ultimi anni in Italia; in particolare si presenta un'analisi dei principali fattori di mercato dall'anno 1996 al 2001, con particolare riguardo ai valori raggiunti da alcuni fondamentali indicatori. L'analisi si articolerà, dunque, in tre sezioni: la prima riguarderà i premi, sia contabilizzati che di competenza; la seconda passerà in rassegna i sinistri, suddivisi per anno di generazione, liquidati e riservati, con danni a sole cose o persone; nella terza sezione, infine, verranno presentati i valori raggiunti dalle spese di gestione, suddivise nelle varie voci di composizione, e si passerà alla presentazione degli indicatori più sintetici e significativi del mercato: il loss ratio, il combined ratio e il risultato tecnico per ogni anno considerato.

1.3.2: I premi

Per quanto riguarda i premi lordi contabilizzati del portafoglio diretto italiano nel ramo della R.C.Auto, si nota nel periodo che va da 1996 al 2001 una costante crescita, nonostante sia invece in netta diminuzione il numero delle imprese operanti; è in aumento anche l'incidenza di tale ramo sul totale portafoglio danni, confermando la tendenza evidenziata nel decennio precedente.

Nella tabella 1.13 vengono riportati per ogni anno proprio il numero di imprese operanti nel ramo R.C.Auto in Italia, i premi lordi contabilizzati espressi in milioni di euro, la loro variazione rispetto all'anno precedente e la percentuale della raccolta premi rispetto a quella totale dei rami danni:

Esercizio	N. imprese	Premi	Variazione %	% di portafoglio rami danni
1996	101	9.740	-	47,2
1997	96	10.617	9,0	48,2
1998	90	11.767	10,8	49,1
1999	89	13.249	12,6	51,6
2000	85	14.221	7,3	52,2
2001	82	15.344	7,9	52,5

Tabella 1.13: Numero di imprese e raccolta premi lordi contabilizzati in Italia;

Fonte: ISVAP.

La variazione dei premi, sempre positiva e in aumento per i primi tre anni, mostra una brusca decelerazione tra l'anno 1999 e il 2000, per poi riprendersi nell'anno successivo.

La tabella 1.14 mostra la distribuzione regionale dei premi lordi contabilizzati, con importi in milioni di euro e raggruppando le regioni in 4 macro gruppi: Nord, Centro, Sud e Isole²⁵:

²⁵ Il gruppo "Nord" comprende: Piemonte, Valle d'Aosta, Liguria, Lombardia, Trentino Alto Adige, Veneto, Friuli Venezia Giulia, Emilia Romagna; fanno parte del gruppo "Centro": Marche, Toscana, Umbria e Lazio; compongono il gruppo "Sud": Campania, Abruzzo, Molise, Puglia, Basilicata, Calabria; Sicilia e Sardegna appartengono, naturalmente, al gruppo "Isole".

ZONA	1996		1997		1998		1999	
	importo	% sul totale						
Nord	5.008	51,8	5.495	52,1	6.049	51,4	6.789	51,2
Centro	2.167	22,4	2.368	22,5	2.602	22,1	2.948	22,3
Sud	1.655	17,1	1.790	17,0	2.044	17,4	2.325	17,5
Isole	782	8,1	849	8,1	951	8,1	1.076	8,1
TOTALE	9.660	100,0	10.538	100,0	11.767	100,0	13.249	100,0

ZONA	2000		2001	
	importo	% sul totale	importo	% sul totale
Nord	7.192	50,6	7.717	50,3
Centro	3.157	22,2	3.376	22,0
Sud	2.539	17,8	2.759	18,0
Isole	1.182	8,3	1.291	8,4
TOTALE	14.221	100,0	15.344	100,0

Tabella 1.14: Distribuzione regionale dei premi lordi contabilizzati; Fonte: ISVAP.

Le regioni del Nord detengono ogni anno la maggioranza della raccolta premi, con delle percentuali che segnano, però, sempre un lieve peggioramento a vantaggio o delle regioni del Centro o di quelle del Sud; la raccolta premi nelle Isole rimane costante fino al 2000, anno in cui viene registrato un lieve aumento.

Per capire meglio la distribuzione della raccolta premi sul mercato è opportuno visionare la distribuzione dei premi per fasce di mercato: la tabella 1.15 presenta i premi lordi contabilizzati (importi in milioni di euro) suddivisi in quattro gruppi di imprese, ripartite a seconda dell'ammontare della raccolta premi globale:

FASCE DI MERCATO	1996				1997			
	N. imprese	Premi	Variazione %	% sul totale	N. imprese	Premi	Variazione %	% sul totale
Premi ≥ 500 mln	5	3.136		32,2	7	4.556	45,3	42,9
250mln ≤ Premi < 500mln	8	2.635		27,1	6	2.014	-23,6	19,0
100mln ≤ Premi < 250mln	12	1.794		18,4	14	2.174	21,2	20,5
Premi < 100 mln	76	2.175		22,3	69	1.873	-13,9	17,6
TOTALE	101	9.740		100,0	96	96	9,0	100,0

FASCE DI MERCATO	1998				1999			
	N. imprese	Premi	Variazione %	% sul totale	N. imprese	Premi	Variazione %	% sul totale
Premi ≥ 500 mln	7	4.819	5,8	41,0	9	6.619	37,4	50,0
250mln ≤ Premi < 500mln	11	3.818	89,6	32,4	10	3.580	-6,2	27,0
100mln ≤ Premi < 250mln	11	1.663	-23,5	14,1	10	1.519	-8,7	11,5
Premi < 100 mln	61	1.467	-21,7	12,5	60	1.531	4,4	11,5
TOTALE	90	11.767	10,8	100,0	89	13.249	12,6	99,9

FASCE DI MERCATO	2000				2001			
	N. imprese	Premi	Variazione %	% sul totale	N. imprese	Premi	Variazione %	% sul totale
Premi ≥ 500 mln	10	7.614	15,0	53,5	11	8.687	14,1	56,6
250mln ≤ Premi < 500mln	10	3.603	0,6	25,4	9	3.553	-1,4	23,2
100mln ≤ Premi < 250mln	9	1.420	-6,5	10,0	12	1.709	20,4	11,1
Premi < 100 mln	56	1.584	3,5	11,1	50	1.395	-11,9	9,1
TOTALE	85	14.221	7,3	100,1	82	15.344	7,9	100,0

Tabella 1.15: Distribuzione dei premi lordi contabilizzati per fasce di mercato;

Fonte: ISVAP.

Dall'esame della tabella in oggetto si nota come il mercato R.C. Auto italiano sia molto concentrato: poche imprese di grosse dimensioni detengono la maggioranza del mercato, con una tendenza sempre in aumento; il numero totale di imprese esercenti questo ramo diminuisce costantemente nel tempo, ma a scapito delle piccole compagnie: quelle di medio-grandi dimensioni continuano a crescere, sia come numero, sia come dimensione.

Si presentano, infine, i premi di competenza (in milioni di euro) dei singoli esercizi con la variazione rispetto all'anno precedente:

ESERCIZIO	PREMI	INCREM. % ANNUO
1996	9.390	-
1997	10.281	9,5
1998	11.514	12,0
1999	12.783	11,0
2000	14.048	9,9
2001	15.012	6,9

Tabella 1.16: Premi di competenza nei singoli esercizi; Fonte: ISVAP

La tabella in esame conferma quanto già osservato per i premi lordi: anche i premi di competenza sono in costante aumento, ma con un'accelerazione che subisce una diminuzione a partire dall'anno 1999.

1.3.3: I sinistri

Lo studio dei sinistri svolta in questo paragrafo riguarda sia il numero di sinistri liquidati e riservati, sia gli importi degli stessi suddivisi per anno di generazione; in prima analisi è possibile affermare che, nonostante una costante diminuzione del numero dei sinistri denunciati, di quelli con seguito e di quelli effettivamente liquidati, continuano a crescere gli importi pagati, sia come costo globale dei sinistri sia come costo medio.

Il grafico 1.10 mostra il continuo abbassamento – a parte per l’anno 1999 – del numero dei sinistri, in questo caso suddivisi in sinistri denunciati (al netto dei CID mandatar) e in sinistri denunciati con seguito:

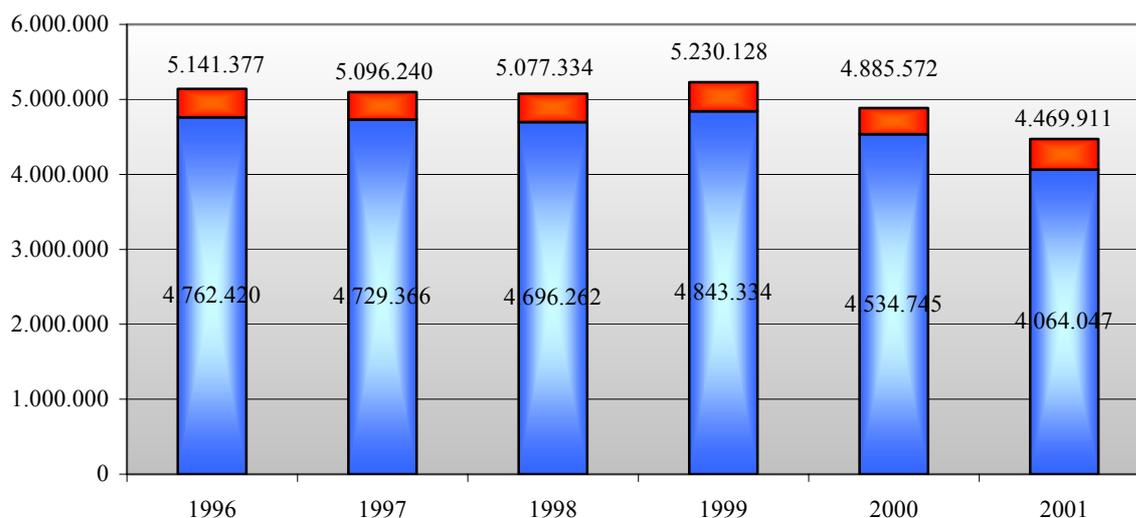


Grafico 1.10: Numero dei sinistri denunciati e con seguito; Fonte: ISVAP.

Nel grafico in oggetto il valore raggiunto dalle intere colonne mostra il numero dei sinistri denunciati, mentre le colonne caratterizzate dal colore blu, indicano quanti di questi hanno avuto seguito. La diminuzione globale dall’anno 1996 all’anno 2001 è stata del 13.1% per il numero totale degli incidenti denunciati, e del 14.7% per quelli con seguito.

Opposta, come già accennato, si manifesta la tendenza per quanto riguarda i costi dei sinistri, sia in termini di costo globale, che di costo medio:

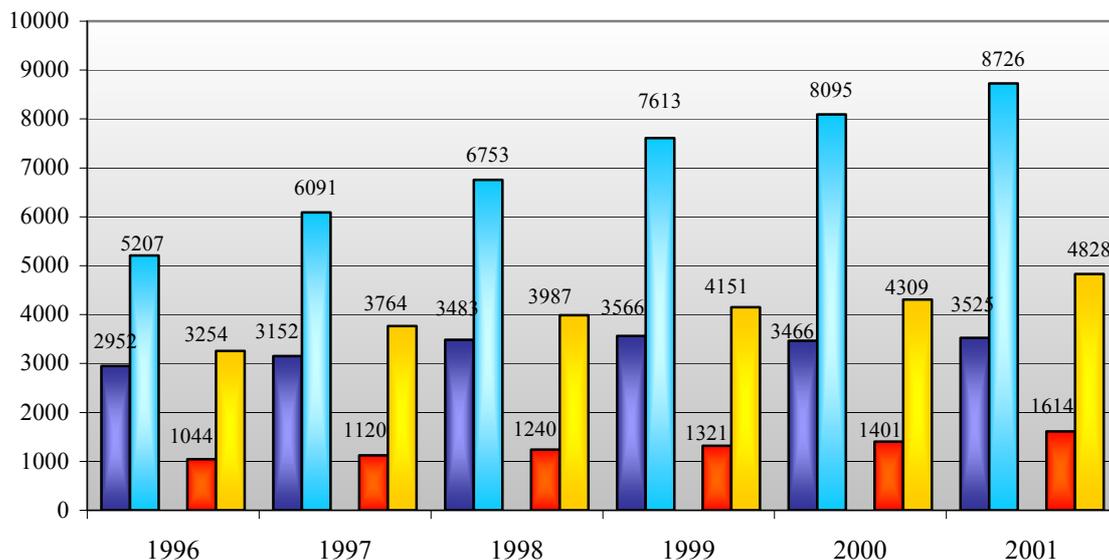


Grafico 1.11: Sinistri pagati dell'esercizio e degli esercizi precedenti; Fonte: ISVAP.

Il grafico 1.11 mostra per ogni anno: gli importi pagati per i sinistri accaduti nello stesso anno (colonne blu); gli importi pagati per i sinistri avvenuti negli anni precedenti a quelli di riferimento (colonne azzurre); l'importo medio per i sinistri accaduti lo stesso anno (colonne rosse) e gli importi medi per i sinistri accaduti gli anni precedenti rispetto a quello di riferimento (colonne gialle). Ciascuno dei quattro indicatori è in costante aumento nel tempo; si nota immediatamente come siano molto maggiori gli ammontari pagati per i sinistri avvenuti negli anni precedenti, rispetto a quelli riferiti ai sinistri dello stesso anno. Questo dipende dal fatto che sono maggiori in numero i sinistri liquidati lontano dalla data di accadimento, ma sono anche di importo più elevato; maggiore è infatti l'ammontare del sinistro, minore diviene la velocità di liquidazione dello stesso. Nel grafico è possibile trovare un riscontro di quanto appena detto esaminando gli importi medi: i sinistri accaduti negli anni precedenti all'anno di osservazione presentano un importo medio che è più del doppio rispetto all'importo medio dei sinistri pagati e avvenuti nello stesso anno.

Il grafico 1.12 rappresenta, sempre con lo stesso criterio e nella medesima sequenza, gli importi dei sinistri riservati: importi dei sinistri riservati accaduti nello stesso anno (blu), accaduti negli anni precedenti (azzurro), importi medi dei sinistri riservati accaduti nello stesso anno (rosso) e accaduti negli anni precedenti (giallo).

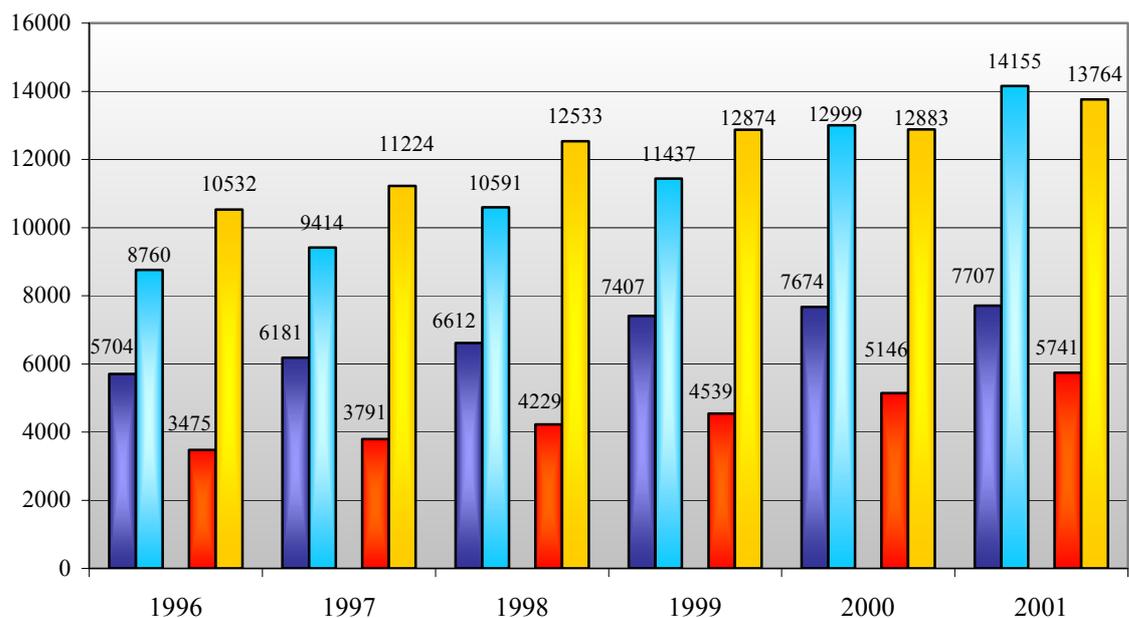


Grafico 1.12: Sinistri riservati dell'esercizio e degli esercizi precedenti; Fonte ISVAP.

Anche tale grafico conferma la tendenza di cui si è detto: gli importi più alti vengono liquidati lontano nel tempo rispetto all'anno di accadimento (importi sia globali che medi dei sinistri riservati e generati negli anni precedenti, molto maggiori rispetto a quelli riferiti a sinistri avvenuti nello stesso anno).

Per comprendere meglio il fenomeno si mostra nelle tabelle 1.17 e 1.18 la velocità di liquidazione dei sinistri:

GENERAZ. DI ACCADIM.	NELL'ANNO DI GEN.	AL 1°ANNO SUCCES	AL 2°ANNO SUCCES	AL 3°ANNO SUCCES	AL 4°ANNO SUCCES	AL 5°ANNO SUCCES	RISERVA SIN. AL 31/12/01
1996	62,9%	92,1%	96,7%	98,4%	99,0%	99,4%	0,6%
1997	62,7%	91,6%	96,5%	98,1%	98,9%		1,1%
1998	59,3%	90,3%	95,6%	97,6%			2,4%
1999	57,3%	88,9%	94,8%				5,2%
2000	57,0%	88,1%					11,9%
2001	61,9%						38,1%

Tabella 1.17: Velocità di liquidazione per numeri; Fonte: ISVAP.

GEN. DI ACCADIM.	NELL'ANNO DI GEN.	AL 1°ANNO SUCCES.	AL 2°ANNO SUCCES.	AL 3°ANNO SUCCES.	AL 4°ANNO SUCCES.	AL 5°ANNO SUCCES.	RISERVA SIN. AL 31/12/01
1996	31,0%	64,6%	77,2%	83,6%	87,6%	90,8%	9,2%
1997	30,8%	64,0%	77,5%	83,7%	88,0%		12,0%
1998	28,9%	63,4%	76,7%	83,7%			16,3%
1999	28,1%	62,7%	76,8%				23,2%
2000	28,0%	63,1%					36,9%
2001	31,4%						68,6%

Tabella 1.18: Velocità di liquidazione per importi; Fonte: ISVAP.

Dalle tabelle si evince come i sinistri pagati nello stesso anno di generazione costituiscano circa il 60% del numero totale degli incidenti ogni anno, ma contribuiscano solamente a circa il 30% della totalità degli importi; anche negli anni successivi a quello di generazione la percentuale di sinistri pagati come numero rimane sempre superiore a quella degli importi pagati rispetto al totale.

Si presentano ora nelle tabelle 1.19 e 1.20 i valori relativi ai sinistri con danni a persone e con soli danni a cose; gli importi sono espressi in milioni di euro, mentre i costi medi in unità di euro:

ESERCIZIO	2000			2001			VARIAZIONE %		
	Es. Esercizio	Es. Preced.	TOTALE	Es. Esercizio	Es. Preced.	TOTALE	Es. Esercizio	Es. Preced.	TOT.
n. pagati	148.927	418.477	567.404	123.478	396.432	519.910	-17,1	-5,3	-8,4
inc. % su n. pagati tot.	5,57	20,40	12,01	5,15	20,02	11,88			
importi pagati	516	3.908	4.425	508	4.117	4.625	-1,6	5,3	4,5
inc. % su imp. pagati tot.	14,90	48,28	38,27	14,41	47,18	37,75			
pagato medio	3.467	9.339	7.798	4.115	10.386	8.896	18,7	11,2	14,1
pag. medio / pag. medio tot.	2,47	2,17	2,94	2,55	2,15	2,90	3,2	-0,9	-1,4

Tabella 1.19: sinistri con danni a persone; Fonte ISVAP.

ESERCIZIO	2000			2001			VARIAZIONE %		
	Es. Esercizio	Es. Preced.	TOTALE	Es. Esercizio	Es. Preced.	TOTALE	Es. Esercizio	Es. Preced.	TOT.
n. pagati	2.245.111	1.277.998	3.523.109	1.978.535	1.191.078	3.169.613	-11,9	-6,8	-10,0
inc. % su n. pagati tot.	90,79	68,03	80,93	90,61	65,91	79,43			
importi pagati	2.339	1.855	4.194	2.253	1.938	4.191	-3,7	4,5	-0,1
inc. % su imp. pagati tot.	67,48	22,91	36,27	63,92	22,21	34,21			
pagato medio	1.042	1.451	1.190	1.139	1.627	1.322	9,3	12,1	11,1
pag. medio / pag. medio tot.	0,74	0,34	0,45	0,71	0,34	0,43	-4,1	0,0	-4,4

Tabella 1.20: Sinistri con soli danni a cose; Fonte ISVAP.

Dalle tabelle in oggetto è possibile notare come i sinistri con danni a persone, nonostante presentino un'incidenza % sugli importi pagati totali molto minore rispetto a quella dei sinistri con danni a sole cose, l'importo pagato medio dei primi rispetto al totale è sempre maggiore (tre o quattro volte superiore) dello stesso rapporto considerato per gli incidenti con danni alle cose. Inoltre, dall'anno 2000 al 2001 si può notare una diminuzione del peso degli incidenti con danni alle sole cose, ma un aumento dell'incidenza di quelli con danni alle persone, a conferma ancora una volta di una tendenza tutt'altro che favorevole a tutti gli operatori di questo mercato.

1.3.4: I risultati tecnici

Dopo aver osservato gli andamenti dei premi e dei sinistri, appare opportuno analizzare gli sviluppi di un'altra importante voce del mercato assicurativo R.C.Auto: le spese di gestione. Nella tabella 1.21 si presentano, quindi, gli importi delle voci che compongono le spese di gestione, la loro incidenza sui premi, e l'incidenza di ogni parte sulle spese totali:

VOCI DI SPESA		1996	1997	1998	1999	2000	2001	Δ 96/01
PROVVIGIONI DI ACQUISIZIONE E INCASSO	Importo	1.117	1.214	1.354	1.499	1.588	1.680	50,4
	Incidenza su premi	11,6	11,4	11,5	11,3	11,2	11,0	
	Incidenza su spese tot.	54,9	57,9	60,9	61,9	62,1	61,3	
ALTRE SPESE DI ACQUISIZIONE	Importo	190	220	276	301	312	370	94,7
	Incidenza su premi	2,0	2,1	2,3	2,3	2,2	2,4	
	Incidenza su spese tot.	9,3	10,5	12,4	12,4	12,2	13,5	
ALTRE SPESE DI AMMINISTRAZIONE	Importo	729	661	594	622	659	691	-5,2
	Incidenza su premi	7,5	6,2	5,1	4,7	4,6	4,5	
	Incidenza su spese tot.	35,8	31,6	26,7	25,7	25,7	25,2	
TOTALE SPESE DI GESTIONE	Importo	2.036	2.095	2.224	2.422	2.559	2.741	34,6
	Incidenza su premi	21,1	19,7	18,9	18,3	18,0	17,9	

Tabella 1.21: Composizione delle spese di gestione e incidenza sui premi lordi

contabilizzati; Fonte: ISVAP.

Per quanto riguarda le provvigioni di acquisizione ed incasso si può notare come entrambe abbiano avuto una considerevole variazione positiva nei cinque anni considerati - +50,4% per le prime e addirittura +94,7% per le seconde - , ma è interessante notare come queste abbiano mantenuto una pressoché costante incidenza sui premi lordi contabilizzati - intorno all'11,3% le prime e circa 2,2% le seconde - ; aumenta, invece, la loro incidenza sul totale delle spese.

Le altre spese di amministrazione registrano un calo sia a livello di importo sia a livello di peso sui premi lordi, ma parallelamente diminuisce la loro rilevanza sul totale delle spese.

Nel complesso le spese di gestione mostrano nei cinque anni considerati un aumento del 34,6%, ma una diminuzione del loro peso rispetto ai premi lordi contabilizzati, che si traduce quindi in un ricarico minore di tali spese sul premio puro del singolo automobilista.

Prima di mostrare l'andamento dei risultati tecnici del ramo per ogni anno, appare opportuno mostrare i trend di due indicatori sintetici di notevole importanza: il loss ratio – cioè il rapporto tra costi dei sinistri e premi di competenza – e il combined ratio – cioè la somma del loss ratio con il rapporto tra spese di gestione e premi contabilizzati –. Tali indici sono presentati nella tabella 1.22:

<i>ANNO</i>	<i>LOSS RATIO</i>	<i>SPESE DI GESTIONE</i> <i>PREMI</i>	<i>COMBINED RATIO</i>
1995	96,8	22,5	119,3
1996	99,9	21,1	121,0
1997	99,4	19,7	119,1
1998	97,1	18,9	116,0
1999	97,2	18,3	115,5
2000	90,9	18,0	108,9
2001	86,9	17,9	104,8
MEDIA	95,5	19,49	114,94

Tabella 1.22: Loss ratio e combined ratio; Fonte ANIA.

Dai dati riportati in tabella si nota come il loss ratio sia rimasto sempre superiore al 90% - ad eccezione del 2001 –; questo sta a significare che a fronte di 100 euro di premio, più di 90 euro sono stati utilizzati per risarcire i sinistri accaduti nell'esercizio. A partire dal 2000, però, il loss ratio risulta in sensibile diminuzione, ma questo è dovuto solamente ad un aumento generale dei premi, dato che continua comunque a crescere anche il costo dei sinistri. Aggiungendo al loss ratio il rapporto tra le spese di gestione e i premi

contabilizzati, si ottiene il combined ratio, l'indicatore riassuntivo dell'andamento tecnico del ramo; ogni qualvolta tale indice assume un valore superiore al 100%, significa che l'esborso per far fronte ai sinistri e alle spese di gestione supera i premi dell'esercizio e, quindi, il ramo è tecnicamente in perdita.

Dalla tabella 1.23 risulta che il combined ratio, se pur in diminuzione costante, supera ogni anno la soglia del 100%: ogni anno considerato si è verificata a livello globale in Italia una perdita tecnica del ramo R.C.Auto. A testimonianza di tale fatto si riporta di seguito una tabella riguardante una sintesi del conto tecnico per ogni anno, in cui sono state introdotte le principali voci che concorrono alla formazione dell'utile o della perdita d'esercizio:

VOCI	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Premi di competenza	9.390	10.281	11.514	12.783	14.048	15.012
Oneri relativi ai sinistri	-9.811	-10.594	-12.110	-13.248	-13.886	-13.734
Altre partite tecniche	112	-7	-202	-186	-184	-100
Spese di gestione	-2.165	-2.095	-2.225	-2.422	-2.559	-2.740
Saldo tecnico al lordo della riassicurazione	-2.474	-2.415	-3.023	-3.073	-2.581	-1.562
Quota dell'utile degli investimenti	1.614	-	1.283	935	1.050	899
Risultato del conto tecnico al lordo della riassicurazione	-857	-	-1.740	-2.138	-1.531	-663
RISULTATO DEL CONTO TECNICO AL NETTO DELLA RIASSICURAZIONE	-746	-	-1.903	-1.905	-1.298	-452

Tabella 1.23: Sintesi del conto tecnico; Fonte: ISVAP.

Il saldo tecnico è sempre negativo, con punte di perdita negli anni 1998 e 1999; l'anno 2001 ha registrato un netto miglioramento della situazione, ma bisognerà attendere il 2002 per vedere dei risultati tecnici positivi, che non si ottenevano nel ramo della R.C. Auto in Italia da molti esercizi.

CAPITOLO 2

LA TARIFFA R.C. AUTO E I METODI DI PERSONALIZZAZIONE A POSTERIORI

2.1: LA TARIFFA

2.1.1: Personalizzazione a priori e a posteriori

L'assicurazione per la responsabilità civile automobilistica si differenzia da tutti gli altri tipi di assicurazione dal fatto che i rischi assunti presentano sempre un elevato grado di eterogeneità; tale fattore è dovuto sia ad elementi endogeni, e quindi insiti nella particolare natura del rischio, – ad esempio la cilindrata dell'autovettura –, sia a cause esogene – la zona di circolazione o la prudenza del guidatore –. L'eterogeneità congenita in questo tipo di assicurazione fa sì che si verrebbe a determinare, nel caso in cui si applicasse uno stesso premio medio per tutti i rischi appartenenti al portafoglio, una disparità di trattamento tra assicurati perché ad un minore/maggiore rischio deve invece corrispondere un minore/maggiore premio.

È necessario allora diversificare il premio all'interno del portafoglio, suddividendo quest'ultimo in sottoinsiemi più piccoli che siano il più omogenei possibile; si parla dunque di personalizzazione del rischio, con l'obiettivo di individuare quei parametri più rappresentativi e discriminanti che permettono di classificare i rischi in portafoglio in classi più omogenee.

Gli elementi che differenziano il rischio sono divisibili in due categorie principali:

- parametri oggettivi: sono relativi alle caratteristiche del veicolo assicurato, facilmente rilevabili, affidabili, perché accertabili con sicurezza; riguardano il tipo di veicolo, la zona di circolazione prevalente, limitazioni contrattuali come massimali o franchigie.¹

¹ In particolare per quanto riguarda il tipo di veicolo si possono considerare la potenza fiscale, l'alimentazione, l'anzianità di immatricolazione, considerando che in genere macchine più potenti o più vecchie hanno maggiore probabilità di causare sinistri. Per la zona di circolazione, si suppone che in quelle più motorizzate si verifichino mediamente più incidenti.

- parametri soggettivi: riguardano il titolare del contratto e le modalità d'uso del veicolo; i primi, tipicamente l'età, il sesso, la professione, l'anzianità di patente, sono certi e immediatamente verificabili; i secondi, per esempio uso pubblico o privato del mezzo, sono si rilevabili, ma non perfettamente verificabili.

Esistono infine altri parametri che, sebbene determinanti per la catalogazione dei rischi, non sono effettivamente rilevabili: il chilometraggio percorso e la bravura del guidatore. Per quanto riguarda la prima, dalla tabella 2.1 si evince come la percorrenza annuale sia positivamente correlata con la frequenza sinistri e quindi all'aumentare dell'una cresce – anche se in maniera meno che proporzionale – anche l'altra.

PERCORRENZA ANNUALE (Km)	FREQUENZA SINISTRI
[0 ; 5000]	8%
(5000 ; 15000]	12%
(15000 ; + ∞)	18%

Tab. 2.1: Frequenza sinistri per chilometraggio percorso.²

Purtroppo il chilometraggio è di difficile verifica, in quanto rilevato tramite una previsione fatta dall'assicurato, senza considerare che il contachilometri può essere facilmente manomesso.

La bravura del guidatore sintetizza caratteristiche come prudenza, capacità di guida, aggressività al volante, conoscenza del codice della strada, prontezza di riflessi...; è una variabile difficilmente rilevabile in quanto individuabile e misurabile solo come combinazione di un gruppo di altre variabili manifeste. Questo comporterebbe l'utilizzo di un modello di classificazione dei rischi di tipo fattoriale, con conseguenze a livello sia operativo sia economico non indifferenti. Per questo motivo si è storicamente ritenuto più semplice ed economico introdurre una variabile personalizzante a posteriori, facilmente rilevabile e con l'ulteriore vantaggio di essere di immediata certificazione: la storia

² C. De Ferra: *La liberalizzazione della tariffa R.C.Auto: note sugli aspetti tecnico-attuariali*, Congresso nazionale di scienza delle assicurazioni, Torino, 1996.

sinistrosa della polizza; sono previsti, così, aggiustamenti a posteriori del premio, dopo aver osservato l'andamento del numero dei sinistri di ogni assicurato. Con questo metodo, che si concretizza in sistemi di tariffazione chiamati "experience rating" o "merit rating" (dalla tradizione anglosassone), vengono penalizzati gli assicurati responsabili di uno o più sinistri nel periodo di osservazione con un aumento del premio, mentre gli assicurati che non hanno provocato incidenti vengono ricompensati con uno sconto sulla tariffa.

In tal modo si postula, a posteriori, che chi ha avuto più sinistri in passato sia un "cattivo" guidatore e/o percorra molti chilometri: si surrogano, cioè, caratteristiche quantitativamente importanti, ma operativamente di difficile rilevazioni, con una variabile a posteriori, che diventa così una valida discriminante tra polizze più o meno rischiose.

Infine, come scegliere tutti i possibili parametri discriminanti? Il metodo tecnicamente più corretto è quello di selezionare le caratteristiche del veicolo e del guidatore che più di altre discriminano all'interno del portafoglio, e soprattutto quelle la cui combinazione riduce la variabilità all'interno delle classi: sono quindi quelle variabili che spiegano complessivamente la più grossa quantità di devianza delle variabili "numero dei sinistri" e "costo medio di un sinistro".

2.1.2: Modelli tariffari

Gli elementi scelti per discriminare sono detti "variabili tariffarie"; i contratti caratterizzati dalla stessa combinazione di modalità assunte da tali variabili vengono assegnati alla stessa sottocollettività, che prende il nome di "classe tariffaria". Ad ogni rischio appartenente ad una stessa classe sarà applicato lo stesso premio, che potrà pertanto venire espresso in funzione delle determinazioni assunte dalle variabili tariffarie (modello tariffario). Ad ogni vettore di realizzazioni delle variabili, cioè ad ogni classe, si associa un premio; la tariffa, infine, è l'insieme dei valori assunti dal modello in corrispondenza delle singole classi, valori ottenuti dopo aver stimato i parametri del modello.

I modelli sono principalmente di due tipi: "additivo" e "moltiplicativo".

Si supponga che le variabili discriminanti siano solo due, X e Y , ciascuna con I e J modalità o classi di modalità, rispettivamente

$$\left[X = x_1, x_2, \dots, x_i, \dots, x_I; Y = y_1, y_2, \dots, y_j, \dots, y_J \right].$$

I rischi risulteranno ripartiti in un numero IJ di classi tariffarie, ciascuna caratterizzata dalla coppia di modalità (x_i, y_j) .

All'interno di ogni classe troveranno collocazione K_{ij} contratti; una singola polizza potrà essere individuata quindi dalla terna ijk con $i = 1, \dots, I; j = 1, \dots, J; k = 1, \dots, K_{ij}$.

Ora sia \tilde{X}_{ijk} la variabile “risarcimento” relativa al contratto ijk ; i modelli, additivo e moltiplicativo, possono scriversi:

$$\tilde{X}_{ijk} = p + p_i + p_j + \tilde{\varepsilon}_{ijk}$$

$$\tilde{X}_{ijk} = p \cdot p_i \cdot p_j \cdot \tilde{\varepsilon}_{ijk}$$

rispettivamente, in cui p è una componente media comune a tutte le polizze del portafoglio, p_i è l'effetto additivo/moltiplicativo dovuto all'appartenenza alle classi caratterizzate dalla modalità x_i , p_j è lo stesso ma per y_j , $\tilde{\varepsilon}_{ijk}$ è la variabile di disturbo del modello, contraddistinta dall'aver media nulla/pari ad 1.

Operativamente le due equazioni divengono:

$$E(\tilde{X}_{ijk}) = p_{ijk} = p + p_i + p_j$$

$$E(\tilde{X}_{ijk}) = p_{ijk} = p \cdot p_i \cdot p_j$$

dove p_{ijk} è la media della variabile “risarcimento” per la polizza ijk , cioè il premio puro; tale premio puro, per la supposta omogeneità all'interno della classe, dovrebbe dipendere solo da i e j , come risulta dalle formule.

Quindi si può scrivere:

$$p_{ij} = p + p_i + p_j$$

$$P_{ijk} = P \cdot P_i \cdot P_j.$$

Secondo l'usuale procedura, che postula l'indipendenza dei sinistri dal loro ammontare, possono essere utilizzati due modelli separatamente, uno per la variabile "numero dei sinistri" e uno per quella "costo di ogni sinistro", sostituendo a \tilde{X}_{ijk} o la numerosità di sinistri \tilde{N}_{ijk} o il costo del risarcimento \tilde{Y}_{ijk} . Qualunque sia la variabile modellizzata, la valenza operativa dei due modelli risiede nel fatto che non è necessario stimare la media della variabile per ogni singola classe – sarebbero IJ stime – ma è sufficiente farlo per ogni modalità assunta dalle variabili tariffarie – quindi solo $I+J$ parametri – con conseguente maggiore significatività statistica delle stime.

Il raggiungimento dell'obiettivo di attribuire ad ogni polizza il premio equo richiede l'equilibrio di due esigenze antitetiche: la ricerca di un numero di classi sufficientemente ampie per garantire la massima omogeneità – e quindi l'attribuzione ad ogni assicurato del premio equo – contrasta con la necessità che in ogni classe sia presente un numero di osservazioni sufficientemente elevato per consentire la significatività delle stime.

2.2: METODI DI PERSONALIZZAZIONE A POSTERIORI

2.2.1: Premi ottimi o Bayesiani

Si è detto che il passato, dal punto di vista dei sinistri provocati, di un assicurato è un'informazione notevolmente discriminante ai fini della personalizzazione del premio; ma come rendere operativa tale informazione?

Sia k_t il numero dei sinistri provocati dall'assicurato nel generico anno t , e sia $X_{r,t}$ il risarcimento derivante dall' r -esimo sinistro del t -esimo anno; la storia dell'automobilista è dunque rappresentata dalla matrice:

$$I = \begin{bmatrix} k_1 & k_2 & \cdots & k_s & \cdots & k_t \\ X_{11} & X_{12} & \cdots & X_{1s} & \cdots & X_{1t} \\ X_{21} & X_{22} & \cdots & X_{2s} & \cdots & X_{2t} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ X_{k1} & \vdots & & \vdots & & X_{kt} \\ 0 & X_{k2} & & \vdots & & 0 \\ 0 & 0 & & X_{ks} & & 0 \end{bmatrix}$$

in cui la prima riga è il vettore della numerosità di sinistri; la generica colonna t ha come primo elemento il numero di sinistri nell'anno $[k_t]$ e dal posto 2 al posto k presenta gli ammontari dei sinistri stessi; dal posto $k+1$ sono tutti zeri, non essendoci sinistri a cui fare riferimento.

Ora sia λ il numero medio di sinistri annui a carico del generico automobilista, sintetizzando così in tale parametro la sua propensione al sinistro; in tal modo si ipotizza λ costante nel tempo per l'assicurato, cioè non si ammette miglioramento delle capacità di guida.³

³ Questa ipotesi è apparentemente azzardata, sia perché è ovvio quanto l'esperienza di guida incida ad abbattere la probabilità di sinistri, sia se si considera che uno degli obiettivi dell'introduzione dei sistemi Bonus-Malus era proprio quello di ridurre la sinistrosità. Tuttavia, sia il fatto che un sistema di personalizzazione a posteriori opera congiuntamente con quello a priori, sia il fatto che la diminuzione della

Operativamente tale ipotesi include che \underline{k}_t sia un vettore di realizzazioni di t variabili aleatorie

$$K_1(\lambda), K_2(\lambda), \dots, K_t(\lambda)$$

indipendenti e somiglianti: ogni anno l'assicurato ha la stessa probabilità di commettere sinistri, senza memoria di ciò che è successo negli anni precedenti.

Alla fine dell'anno t la compagnia dispone della storia sinistrorsa dell'assicurato; con tali informazioni essa deve decidere nell'anno $t+1$ quale sia l'effettivo λ dell'assicurato. Sia tale decisione

$$\lambda_{t+1}(\underline{k}_t)$$

la migliore stima disponibile di λ con i \underline{k}_t a disposizione.

Il problema di decisione sarà quello di determinare un insieme di funzioni

$$\lambda_{t+1} = \lambda_{t+1}(\underline{k}_t) \quad t = 0, 1, \dots$$

che stimino λ in maniera ottimale.

La funzione di perdita

$$F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)$$

rappresenta la perdita subita dal decisore quando egli prende la decisione $\lambda_{t+1}(\underline{k}_t)$ mentre la natura si trova nello stato λ . La funzione di perdita sarà una funzione non negativa della differenza $|\lambda_{t+1} - \lambda|$ tra valore reale e valore stimato della frequenza sinistri. È quindi opportuno valutare l'errore della decisione presa dall'assicuratore ricorrendo ad un valore

sinistrosità si è verificata sul lungo periodo e su collettività assicurate con tariffe non personalizzate o non soggette ad assicurazione obbligatoria, permettono di accettare l'ipotesi di λ costante.

medio della $F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)$ al variare del vettore \underline{k}_t ; si definisce allora la funzione di rischio $R_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)$ come media su $\Omega_{\underline{K}_t}$ ⁴ della funzione di perdita:

$$R_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda) = E_{\underline{K}}[F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)] = \sum_{\underline{k}_t \in \Omega_{\underline{K}_t}} F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda) P(\underline{k}_t | \lambda),$$

in cui la sommatoria è relativa a tutte le possibili storie sinistrorse \underline{k}_t e $P(\underline{k}_t | \lambda)$ è la distribuzione della storia per un individuo caratterizzato da frequenza sinistri pari a λ .

Sia R la funzione di rischio globale, cioè la perdita attesa totale della compagnia:

$$R = R(\underline{\lambda}; \lambda) = R(\lambda_1, K, \lambda_t, K; \lambda) = \sum_{t=0}^{+\infty} R_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda) = \sum_{t=0}^{+\infty} E_{\underline{K}}[F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda)]$$

relativamente ad un contratto caratterizzato da frequenza sinistri intrinseca λ .

Il miglior vettore di decisioni dovrebbe essere un vettore

$$\underline{\lambda}^* = (\lambda_1^*, K, \lambda_t^*, K)$$

tale che

$$R(\underline{\lambda}^*; \lambda) \leq R(\underline{\lambda}; \lambda) \quad \forall \underline{\lambda}, \quad \forall \lambda;$$

tale vettore si dice “uniformemente ottimo”. In questo caso una serie di decisioni uniformemente ottime non esiste, dal momento che il premio da applicare ad un buon guidatore – quindi caratterizzato da un valore di λ basso – differisce di molto da quello caratterizzante un cattivo guidatore – λ alto⁵ –.

⁴ $\Omega_{\underline{K}_t}$ è il supporto della variabile multipla a componenti indipendenti e somiglianti \underline{K}_t .

⁵ Se λ_1 e λ_2 sono le sinistrosità rispettivamente di un buon guidatore e di uno cattivo, e $\underline{\lambda}^*$ è una soluzione ottimale per λ_1 , varrà la $R(\underline{\lambda}^*; \lambda_1) \leq R(\underline{\lambda}; \lambda_1) \forall \underline{\lambda}$ ma non la $R(\underline{\lambda}^*; \lambda_2) \leq R(\underline{\lambda}; \lambda_2) \forall \underline{\lambda}$, cioè $\exists \underline{\lambda}_2^* : R(\underline{\lambda}_2^*; \lambda_2) \geq R(\underline{\lambda}; \lambda_2)$.

Il decisore deve quindi accontentarsi di un vettore di decisioni non più uniformemente ottimo, ma solamente “ottimo”, intendendo con ottimo “a minimo rischio medio”; se:

$$R(\underline{\lambda}) = R(\lambda_1, K, \lambda_t, K) = \int_0^{\infty} R(\lambda_1, K, \lambda_t, K; \lambda) u(\lambda) d\lambda = E[R(\underline{\lambda}; \lambda)]$$

è il rischio medio per la compagnia, medio al variare di λ con funzione di densità $u(\lambda)$,

$$\underline{\lambda}^* = (\lambda_1^*, K, \lambda_t^*, K)$$

è il vettore di decisioni ottimo quando soddisfa la

$$R(\underline{\lambda}^*) = \min_{(\lambda_1, K, \lambda_t, K)} R(\lambda_1, K, \lambda_t, K)$$

Bisogna quindi minimizzare, per ogni $t \in [0, +\infty)$ e per ogni $\underline{k}_t \in \Omega_{\underline{K}_t}$ la

$$\int_0^{+\infty} F_{t+1}(\lambda_{t+1}, \lambda) u(\lambda | \underline{k}_t) d\lambda.$$

Per calcolare tale minimo è necessario introdurre una forma analitica per la funzione di perdita; come già accennato questa funzione deve essere una funzione non negativa dell'errore $|\lambda_{t+1} - \lambda|$ compiuto dal decisore; poiché a maggior errore corrisponde maggiore perdita per la compagnia, è ragionevole l'utilizzo di una funzione di perdita convessa, al fine di penalizzare maggiormente i grandi errori; inoltre, la perdita deve essere pari a 0 quando $\lambda_{t+1} = \lambda$. Da ciò l'usuale utilizzo di una funzione di perdita quadratica.

La quantità da minimizzare diviene pertanto:

$$\int_0^{+\infty} (\lambda_{t+1} - \lambda)^2 u(\lambda | \underline{k}_t) d\lambda \quad \forall t \in [0; +\infty), \quad \forall \underline{k}_t \in \Omega_{\underline{K}_t},$$

da cui, derivando rispetto a λ_{t+1} ed eguagliando a zero:

$$2 \int_0^{+\infty} (\lambda_{t+1} - \lambda) u(\lambda | \underline{k}_t) d\lambda = 0$$

che diviene:

$$\lambda_{t+1} \int_0^{+\infty} u(\lambda | \underline{k}_t) d\lambda = \int_0^{+\infty} \lambda u(\lambda | \underline{k}_t) d\lambda$$

e dato che $\int_0^{+\infty} u(\lambda | \underline{k}_t) d\lambda = 1$

$$\lambda_{t+1} = \int_0^{+\infty} \lambda u(\lambda | \underline{k}_t) d\lambda = E[\Lambda | \underline{k}_t]$$

La scelta ottima per la compagnia di assicurazioni è quella, dunque, di imporre ad ogni automobilista con una storia sinistrosa \underline{k}_t un premio pari alla sua frequenza sinistri calcolata a posteriori.

2.2.2: Il sistema Bonus-Malus: aspetti tecnici

I premi ottenuti secondo il criterio ora illustrato, comunemente detti ottimi o Bayesiani, sono difficilmente proponibili sul mercato assicurativo sia per ragioni commerciali – penalizzazioni molto severe per chi commette sinistri, a fronte di lievi sconti a chi non ne commette – sia per motivi di carattere gestionale, sia per la necessità di garantire tariffe accessibili data l'obbligatorietà dell'assicurazione R.C.Auto.

La personalizzazione a posteriori del premio avviene, quindi, in genere, mediante sistemi più proponibili, contenenti un effetto solidaristico tra le polizze. Tipicamente si parla di sistemi di Bonus-Malus, tariffa No Claim Discount e di tariffa con franchigia; in questo paragrafo si esamina il sistema Bonus-Malus.

Per definizione, un sistema di Bonus-Malus può essere utilizzato quando:

- gli assicurati di un dato gruppo tariffario possono essere suddivisi in un numero finito di classi, tali che il premio annuale dipende solo dalla classe di appartenenza;
- la classe di assegnazione di un assicurato per in dato periodo (tipicamente l'anno) è determinata unicamente dalla classe di appartenenza nel periodo precedente e dal numero di sinistri causati nel periodo.

Un sistema bonus-malus è quindi definito da tre elementi costitutivi:

- a) un numero finito di classi, a cui sono associati i rispettivi coefficienti di premio: sia C_i (per semplicità i), la generica classe di merito, con $i = 1, \dots, S$, a cui è associato il coefficiente di premio $\delta(i)$;
- b) una specifica classe di ingresso in assicurazione: ρ , con $1 < \rho < S$;
- c) una serie di regole evolutive che governano il passaggio da una classe all'altra: sia $R_k = [r_{i,k}]$ la matrice delle regole evolutive, dove $r_{i,k}$ rappresenta la classe alla quale è assegnato un assicurato proveniente dalla classe i , avendo provocato k sinistri nel periodo.

Ogni sistema di Bonus-Malus rimane quindi caratterizzato dalla terna $(\rho; R_k; \delta(i))$.

Un generico assicurato entra in assicurazione nella classe stabilita, si sposta ogni anno in una nuova classe in base al numero dei sinistri provocati, secondo quanto indicato dalle regole evolutive, paga un premio proporzionale al coefficiente della classe di appartenenza.

Il numero delle classi di merito S è un primo indicatore della severità del sistema: più alto è questo numero e maggiore sarà il discrimine tra le polizze, ma minore la velocità del sistema a distribuire i propri assicurati dalla classe di ingresso alla classe cui corrisponde la loro sinistrosità.

I coefficienti di premio sono ordinati in maniera non decrescente:

$$\delta(1) \leq \delta(2) \leq \dots \leq \delta(S),$$

dove le disuguaglianze valgono generalmente in senso forte. Di norma esiste poi una classe ρ^o tale che $\delta(\rho^o) = 1$, (per lo più $\rho^o = \rho$); le classi con coefficiente di premio inferiore a uno sono dette classi di “bonus”, mentre le classi con coefficienti superiori a uno sono dette classi di “malus”.

Le regole evolutive costituiscono una matrice di S righe e K colonne, dove S è il numero delle classi di merito e K è il numero massimo di sinistri provocati nel periodo e presi in considerazione al fine della personalizzazione; il singolo elemento della matrice rappresenta la classe di assegnazione dopo un periodo.

Spesso gli elementi della matrice si possono esprimere analiticamente secondo la formula:

$$j_{i,k} = \begin{cases} \max(i - i_0; 1) & \text{se } k = 0 \\ \min(i + ak - b; S) & \text{se } k \geq 1 \end{cases}$$

in cui i_0 è il bonus in termini di diminuzione di classe per un anno senza sinistri, $(ak - b)$ è il malus, sempre in termini di classe, per un anno con k sinistri.

Il sistema di Bonus-Malus in vigore in Italia prima della liberalizzazione delle tariffe prevedeva 18 classi di merito, $\rho = 14$, $\delta(1) = 0,50$, $\delta(18) = 2,00$, $\delta(\rho) = 1,15$.⁶

Per quanto riguarda altri sistemi di Bonus-Malus si riportano quello svizzero (Tab. 2.2) e quello keniota (Tab. 2.3) composti rispettivamente di 22 e 7 classi di merito:

⁶ Per maggiori dettagli tecnici riguardo alle regole evolutive, ai coefficienti di premio associati ad ogni classe e ogni commento si rimanda al paragrafo 3.1.2 *Il sistema Bonus-Malus*” pag. 94.

CLASSI i	$\delta (i)$	$j(i,0)$	$j(i,1)$	$j(i,2)$	$j(i,3)$	$j(i,\geq 4)$
0	0,45	0	4	8	12	16
1	0,50	0	5	9	13	17
2	0,55	1	6	10	14	18
3	0,60	2	7	11	15	19
4	0,65	3	8	12	16	20
5	0,70	4	9	13	17	21
6	0,75	5	10	14	18	21
7	0,80	6	11	15	19	21
8	0,90	7	12	16	20	21
9	1,00	8	13	17	21	21
10	1,10	9	14	18	21	21
11	1,20	10	15	19	21	21
12	1,30	11	16	20	21	21
13	1,40	12	17	21	21	21
14	1,55	13	18	21	21	21
15	1,70	14	19	21	21	21
16	1,85	15	20	21	21	21
17	2,00	16	21	21	21	21
18	2,15	17	21	21	21	21
19	2,30	18	21	21	21	21
20	2,50	19	21	21	21	21
21	2,70	20	21	21	21	21

Tab. 2.2: Sistema di Bonus-Malus in vigore in Svizzera dal 1990.

La classe di ingresso è la nona, caratterizzata da coefficiente di premio pari a 1,00; per un numero maggiore di 4 sinistri commessi in un anno, lo schema continua con quattro classi di penalità per ogni incidente provocato. Questo sistema è entrato in vigore in Svizzera a partire dal 1990; in precedenza il metodo utilizzato era uguale per il numero di classi e i coefficienti di premio, ma differiva nella penalizzazione: tre classi per ogni sinistro provocato contro le quattro attuali.

Le regole evolutive associate al sistema svizzero si possono formalizzare attraverso la seguente scrittura sintetica:

$$j_{i,k} = \begin{cases} \max(i-1; 0) & \text{se } k = 0 \\ \min(i+4k; 21) & \text{se } k \geq 1 \end{cases}$$

In generale, è possibile affermare che questo Bonus-Malus risulta più severo rispetto a quello italiano: non solo attraverso regole evolutive più penalizzanti per ogni sinistro provocato, ma anche mediante coefficienti di premio maggiori nelle classi di massimo malus; tuttavia, se nel sistema italiano per raggiungere il massimo sconto devono trascorrere 13 anni senza incidenti – per un assicurato entrato in assicurazione nella classe 14 – nel sistema svizzero è sufficiente che gli anni maturati senza sinistri siano solamente nove, per raggiungere il massimo sconto. Da sottolineare, inoltre, che il coefficiente associato alla prima classe del sistema italiano è 0,50, mentre quello della classe zero del sistema svizzero è 0,45.

Il rapporto $z_{i \min, S} = \frac{\delta(S)}{\delta(i \min)} = \frac{\delta(21)}{\delta(0)} = \frac{2,70}{0,45}$, che indica il grado di penalizzazione del sistema,⁷ raggiunge il valore 6,00, contro un valore di 4,00 per il sistema italiano, a conferma della maggiore severità del primo rispetto al secondo.

⁷ Maggiore è tale rapporto, maggiore sarà il grado di penalizzazione del sistema, avendo indicato con *i min* la classe di massimo bonus del sistema stesso.

Il sistema di Bonus-Malus ancora in vigore in Kenya è composto da sole 7 classi di merito con coefficienti di premio che vanno da un minimo di 0,40 ad un massimo di 1,00:

CLASSI i	$\delta (i)$	$j (i,0)$	$j (i, \geq 1)$
1	0,40	1	7
2	0,50	1	7
3	0,60	2	7
4	0,70	3	7
5	0,80	4	7
6	0,90	5	7
7	1,00	6	7

Tabella 2.3: Sistema di Bonus-Malus in vigore in Kenya.

Si notano immediatamente le anomalie di tale sistema; innanzitutto le regole evolutive: premiano con l'avanzamento di una classe gli assicurati che non commettono sinistri, ma per chi ne provoca, indipendentemente dal numero, la penalizzazione consiste nell'automatica collocazione nella classe di massimo malus, la settima. Quest'ultima è caratterizzata da un coefficiente di premio pari a 1,00, essendo, tra l'altro, la classe d'ingresso; le regole di transizione sono perciò scrivibili in modo semplice attraverso la seguente formulazione:

$$j_{i,k} = \begin{cases} \max (i - 1 ; 1) & \text{se } k = 0 \\ 7 & \text{se } k \geq 1 \end{cases}$$

La bassissima severità del sistema è testimoniata anche dal coefficiente

$$z_{1,7} = \frac{\delta (7)}{\delta (1)} = \frac{1,00}{0,40} \text{ pari a } 2,50.$$

2.2.3: Il modello Markoviano

La matrice delle regole evolutive può essere scritta in modo più conveniente ai fini dello studio di un sistema di Bonus-Malus come catena di Markov: invece di scrivere una matrice i cui elementi $j_{i,k}$ siano numeri interi compresi tra 0 e S , si possono scrivere più matrici di soli 0 e 1, tante quanti possono essere i sinistri che può provocare un assicurato in un anno.

Siano quindi $T_k = (t_{ij}^{(k)})$, K matrici in cui $t_{ij}^{(k)} = 1$ se $T_k(i) = j$, cioè se la polizza è trasferita dalla classe i alla classe j in caso di k sinistri, $t_{ij}^{(k)} = 0$ altrimenti.

Poiché i sistemi di Bonus-Malus, generalmente, sono sistemi a memoria di un solo anno, sono modellizzabili come catene di Markov di primo ordine⁸ – i sistemi caratterizzati da necessità di memorizzare la storia sinistrorsa per n anni pregressi, per particolari condizioni, quali, per esempio, una formula di “super bonus” garantito da alcune compagnie a chi si trova in classe 1 da almeno n anni non compie sinistri, possono essere agevolmente analizzati come catene di Markov, aggiungendo alcune classi fittizie.⁹

I sistemi di Bonus-Malus risultano quindi essere catene di Markov con particolari proprietà:

- sono irriducibili, perché tutte le classi comunicano tra loro;
- sono aperiodiche, poiché esiste nel sistema una classe nella quale è possibile rimanere dopo un anno senza sinistri;
- sono omogenee, perché le probabilità di transizione da una classe all'altra sono costanti nel tempo.

⁸ Una catena di Markov di primo ordine è un processo stocastico in cui lo sviluppo futuro dipende unicamente dallo stato presente e non dalla storia del processo stesso, o dal modo in cui è stato raggiunto il presente stato.

⁹ P. Verico: *Polizze R.C.A.: nuovi sistemi di personalizzazione a confronto*; V congresso nazionale di scienza delle assicurazioni; Torino; 1996.

Sia $p_{ij}(\lambda)$ la probabilità che una polizza passi dalla classe i alla classe j in un anno, per un assicurato caratterizzato dal parametro λ – per esempio la sua intrinseca frequenza sinistri¹⁰ –. Tale probabilità è uguale a:

$$p_{ij}(\lambda) = \sum_{k=0}^K p_k(\lambda) t_{ij}^{(k)}$$

in cui la sommatoria va da 0 a K , e $p_k(\lambda)$ è la probabilità che un assicurato caratterizzato da una frequenza sinistri pari a λ commetta k sinistri in un anno; naturalmente valgono le:

$$p_{ij}(\lambda) \geq 0 \quad \forall i, j, \lambda$$

$$\sum_{i=1}^S p_{ij}(\lambda) = 1$$

$p_{ij}(\lambda)$ è quindi la probabilità di transizione di un sistema Bonus-Malus, considerato come catena di Markov.

La matrice di transizione del sistema allora sarà:

$$M(\lambda) = (p_{ij}(\lambda)) = \sum_{k=0}^K p_k(\lambda) T_k$$

cioè sarà una media delle matrici T_k ponderate con le probabilità di accadimento del numero k dei sinistri.

In tale contesto, quindi, un sistema di Bonus-Malus viene rappresentato da una catena di Markov, la cui matrice di transizione è indipendente dal tempo – catena omogenea – e in cui gli stati della catena stessa sono le differenti classi del sistema; il processo stocastico che ne deriva è un processo senza memoria, in quanto lo stato presente – e quindi la composizione delle varie classi del sistema – dipende solamente dallo stato immediatamente precedente, e non da quelli ulteriormente antecedenti.

¹⁰ È quindi necessaria la specificazione di una frequenza sinistri per ogni guidatore invariata nel tempo e quindi l'ipotesi di λ costante.

2.2.4: Il calcolo del premio

Dati i coefficienti di premio di un sistema di Bonus-Malus, riesce immediato il calcolo del premio a carico di ogni classe di merito; ciò è possibile in ogni anno di contratto successivo a quello di ingresso: sia P_t^* il premio puro relativo all'intero portafoglio nell'anno t , solitamente calcolato secondo lo schema

$$P_t^* = f_t \cdot \bar{X}_t$$

cioè premio puro uguale alla frequenza sinistri per il costo medio dei sinistri¹¹; allora il premio $P_t(i)$ attribuito alla i -esima classe di merito risulta:

$$P_t(i) = P_t^* \delta(i).$$

Evidentemente ogni polizza, nel suo primo anno di contratto, entrerà in classe ρ e pagherà un premio pari a $P_t^* \delta(i)$, cioè pari a P_t^* nei casi in cui $\delta(\rho)=1$: nel primo anno non vi sono infatti elementi che permettano una personalizzazione a posteriori; il premio è dunque logicamente quello derivato dalla sola personalizzazione a priori.

Il premio medio \bar{P}_0 pagato da una coorte di assicurati nell'anno di ingresso in assicurazione è pari a $P_0^* \delta(\rho)$, cioè $\bar{P}_0 = f_0 \cdot \bar{X}_0 \delta(\rho)$; tale premio è di equilibrio attuariale nei casi in cui sia $\delta(\rho)=1$. Negli anni successivi al primo, la coorte degli assicurati tende a distribuirsi nelle varie classi di merito del sistema, secondo le caratteristiche individuali di frequenza sinistri; il premio medio pagato dalla coorte nel generico anno t risulta allora:

¹¹ In questo caso si tratta di frequenza sinistri e costo medio complessivi del portafoglio (o meglio della classe tariffaria di riferimento). P_t^* è quindi un premio medio generale.

$$\bar{P}_t = \sum_{i=1}^S P_t^* \delta(i) f_t(i) = P_t^* \sum_{i=1}^S \delta(i) f_t(i) = P_t^* \delta_t(\cdot)$$

in cui

- la sommatoria è relativa a tutte le S classi di merito;
- $f_t(i)$ è la frequenza relativa di polizze della coorte che nell'anno t si trovano in classe i ;
- $\delta(\cdot)$ è il coefficiente medio di premio nell'anno t .

In tale formula gli elementi S e $\delta(i)$ sono noti perché caratterizzanti il sistema in considerazione; P_t^* è esogeno al sistema di Bonus-Malus essendo proprio della classe tariffaria a priori; f_t non è nota e compendia sia le regole evolutive sia la probabilità di accadimento dei sinistri dei singoli assicurati.

2.2.5: La tariffa No Claim Discount

Nel caso in cui la classe di ingresso δ sia contraddistinta da un coefficiente di premio maggiore di quello associato a tutte le restanti classi del sistema,

$$\delta(\rho) \geq \delta(1) \quad \forall i,$$

il sistema viene detto “No Claim Discount”, in quanto all'assenza di sinistri corrisponde sempre uno sconto di premio rispetto alla classe di ingresso ρ , che quindi risulta quella più penalizzante.

Tipicamente la tariffa No Claim Discount, di origine britannica, ora in uso anche nei paesi scandinavi, prevedeva l'ingresso in assicurazione nella classe con coefficiente di premio più elevato; lo sconto applicato al premio era dell'ordine di una percentuale d del premio stesso, acquisibile solo dopo un numero S di anni consecutivi senza sinistri; numero

pari proprio a quello totale delle classi di merito previste dal sistema; lo sconto, quindi, era applicabile solo al raggiungimento della classe più bassa. In caso invece di incidente, la storia dell'assicurato veniva "azzerata" e l'automobilista si ritrovava nella classe di ingresso, pagando il massimo premio.

Le regole evolutive di un sistema No Claim Discount possono essere schematizzate come segue:

$$j_{i,k} = \begin{cases} \max(i-1; 1) & \text{se } k = 0 \\ S & \text{se } k \geq 1 \end{cases}$$

a cui fa fronte una successione dei coefficienti di premio del tipo:

$$(\delta(1), \delta(2), \delta(3), K, \delta(S)) = (\delta(S)-d, \delta(S), K, \delta(S)).$$

Il principale vantaggio di questa tariffa consiste nella cosiddetta fidelizzazione indotta: un automobilista è costretto a rimanere in assicurazione con la stessa compagnia per S anni senza sinistri per ottenere uno sconto di premio.

In genere i sistemi No Claim discount sono caratterizzati dall'avere poche classi di merito – che corrispondono agli anni senza sinistri necessari all'ottenimento dello sconto – e quindi hanno un costo di gestione dei rischi di ridotta entità a cui, evidentemente, fa fronte una capacità di discriminare tra i rischi inferiore a quella di un sistema con molte classi.

Recentemente i sistemi No Claim Discount adottati soprattutto nei paesi scandinavi – Svezia e Finlandia – sono caratterizzati dalla sola classe di ingresso equivalente a quella di maggior malus, mentre lo sconto di premio – 10% in Svezia e 5% in Finlandia – viene applicato, cumulativamente, già alla classe $S-1$. Per chi commette sinistri, invece, viene riconosciuta una penalizzazione, secondo regole evolutive ben precise; non si viene quindi trasferiti direttamente alla classe più alta del sistema.

Il sistema No Claim Discount della Svezia è caratterizzato dalle seguenti regole evolutive:

$$j_{i,k} = \begin{cases} \max(i-1; 1) & \text{se } k = 0 \\ \min(i+2k; 7) & \text{se } k \geq 1 \end{cases}$$

$$\underline{\delta(i)} = (0,25; 0,40; 0,50; 0,60; 0,70; 0,80; 1,00)$$

$$z_{(i \min, S)} = \frac{\delta(S)}{\delta(1)} = 4$$

Il sistema finlandese, invece, non consente una semplice formalizzazione delle regole evolutive; se ne riporta, quindi, l'intera tabella:

CLASSI i	$\delta(i)$	j(i,0)	j(i,1)	j(i,2)	j(i,3)	j(i, ≥ 4)
1	0,30	1	5	10	14	17
2	0,35	1	6	11	16	17
3	0,40	2	7	12	17	17
4	0,45	3	8	13	17	17
5	0,50	4	9	13	17	17
6	0,55	5	10	14	17	17
7	0,60	6	11	16	17	17
8	0,65	7	12	17	17	17
9	0,70	8	12	17	17	17
10	0,75	9	13	17	17	17
11	0,80	10	14	17	17	17
12	0,85	11	16	17	17	17
13	0,90	12	16	17	17	17
14	0,95	13	17	17	17	17
15	1,00	14	17	17	17	17
16	1,00	15	17	17	17	17
17	1,00	16	17	17	17	17

Tabella 2.3: Sistema No Claim Discount finlandese.

Per tale sistema la classe di ingresso è la quindicesima; il rapporto

$$z_{(i \min, S)} = \frac{\delta(S)}{\delta(1)} = 3,33$$

2.2.6: La tariffa con franchigia

Il sistema di Bonus-Malus e la sua sottoclasse No Claim Discount sono strumenti proponibili sul mercato assicurativo che permettono di personalizzare a posteriori il premio, basandosi sulla conoscenza della storia sinistrosa dell'assicurato e permettendo di imporre ad ogni guidatore una somma proporzionale alla sua sinistrosità e quindi al reale costo per la compagnia.

Il medesimo obiettivo può essere ricercato tramite i contratti con franchigia. La franchigia è quell'importo F che rimane a carico dell'assicurato qualunque sia l'ammontare del sinistro – “franchigia assoluta” – ovvero quell'importo al di sotto del quale il sinistro è a carico del contraente – “franchigia relativa” – .

Il risarcimento Y_i a carico della compagnia per l' i -esimo sinistro di ammontare Z_i risulterà:

$$Y_i = \max(0; Z_i - F_a)$$

in caso di franchigia assoluta F_a ; a ciò corrisponde un premio puro

$$P = E[X] \cdot E[Y] = E[N] \cdot \int_{F_a}^{\infty} (z - F_a) dF(z) \quad \text{in cui:}$$

- X è la variabile costo della polizza per l'assicuratore;
- N è il numero di sinistri;
- Y è il risarcimento;

- $F(z)$ è la funzione di distribuzione del generico danno Z_j .
- Le variabili Z_i sono per ipotesi indipendenti, somiglianti e indipendenti da N .

Se il premio medio di tutto il portafoglio di contratti stipulati secondo la formula Bonus-Malus era pari a:

$$\bar{P}_t = \sum_{i=1}^S P_t^* \delta(i) f_t(i) = P_t^* \sum_{i=1}^S \delta(i) f_t(i) = P_t^* \delta_t(\cdot),$$

con un costo medio pari a:

$$E[X] = E[N] \cdot E[Z],$$

le stesse grandezze per il medesimo portafoglio assicurato con franchigia risulteranno pari a :

$$\bar{P} = P = E[N] \cdot \int_{F_a}^{\infty} (z - F_a) dF(z),$$

$$E[X] = E[N] \cdot \int_{F_a}^{\infty} (z - F_a) dF(z),$$

con l'uguaglianza che evidenzia l'equilibrio attuariale per il contratto con franchigia.

È quindi evidente come il modello di un sistema di Bonus-Malus debba analizzare la distribuzione degli assicurati nel tempo all'interno delle classi, abbia bisogno di un modello per la distribuzione del numero dei sinistri e non necessiti della distribuzione del costo del sinistro, ma solo del suo valor medio.

Invece, per modellizzare un sistema con franchigia fissa, non si pone il problema della distribuzione degli assicurati nelle varie classi di merito; la tariffa con franchigia, infatti, non effettua una vera e propria discriminazione a posteriori, ma impone al contraente di partecipare ai costi dei sinistri. È necessario in questo caso, però, trovare modelli distributivi sia per il numero dei sinistri, sia per l'ammontare degli stessi.

2.3: INDICI DI VALUTAZIONE DEI SISTEMI BONUS-MALUS

2.3.1: Il coefficiente medio di premio e il premio di equilibrio

Il coefficiente medio di premio è la media dei coefficienti di premio, pesati con le probabilità di appartenenza alle classi:

$$\delta(\cdot) = \sum_{i=\min}^S \delta(i) f(i)$$

dove: $\delta(i)$ è il coefficiente di premio della classe i ;

$f(i)$ è la probabilità che un generico assicurato si trovi nella classe i ;

la sommatoria è estesa alle S classi di merito del sistema.

Tale coefficiente può essere interpretabile come premio medio atteso nell'anno t da un generico assicurato, quando il premio di riferimento è unitario. Inoltre, se si suppongono costanti nel tempo sia la sinistrosità λ che la distribuzione del costo del sinistro, lo sarà anche l'esborso atteso dell'assicuratore; quindi, contro un esborso atteso $E(X)$ si ha un premio atteso $P \delta_t(\cdot)$, in cui P è il premio di riferimento desunto dalla personalizzazione a priori.

Per garantire l'equilibrio attuariale tra premi e risarcimenti deve, quindi, essere verificato che:

$$E(X) = P \cdot \delta_t(\cdot) \quad \forall t$$

da cui il premio di equilibrio sarà dato dalla successione P_t^* delle soluzioni della relazione precedente:

$$P_t^* = \frac{E[X]}{\delta_t(\cdot)} \quad \forall t$$

Il premio di equilibrio è, dunque, quel premio che garantisce l'equilibrio attuariale tra entrate e uscite dall'assicuratore, cioè tra premi e risarcimenti; è evidente come ad una successione decrescente dei coefficienti medi di premio corrisponda una successione crescente dei premi di equilibrio. In altre parole, la sola applicazione delle regole evolutive – che portano ad un raggruppamento degli assicurati nelle classi di bonus rispetto a quelle di malus – determina una tariffa insufficiente dal secondo anno in poi, se non si aumenta proporzionalmente il premio di riferimento; per mantenere il sistema in equilibrio, e quindi garantire che in termini attesi gli introiti dei premi siano sufficienti per coprire gli esborsi dei sinistri, è necessario aumentare ogni anno il premio di riferimento, a prescindere da eventuali ulteriori aumenti dovuti a crescite del costo medio per sinistro.

Il coefficiente medio di premio $\delta_t(\cdot)$ e il premio di equilibrio P_t^* , forniscono il medesimo contributo informativo sulla severità del sistema: si noti che i due indicatori sono uno il reciproco dell'altro, a meno della costante moltiplicativa $E(X)$ ¹². Nella pratica $\delta_t(\cdot)$ si comporta in maniera decrescente con t , per divenire poi costante al raggiungimento della stazionarietà del sistema; questo perché la classe di ingresso non è la “classe media”, quella cioè in cui si collocherà la media della distribuzione stazionaria degli assicurati, ma è una classe di malus rispetto alla suddetta classe media. Se ρ è una classe di malus rispetto alla classe media, gli assicurati tendono a spostarsi verso classi migliori, cui corrisponde, in media, un coefficiente di premio inferiore, finché la popolazione non diviene stazionaria.

Simmetricamente valgono gli stessi concetti per il premio di equilibrio P_t^* , che aumenta di anno in anno fino alla stazionarietà.

Il coefficiente medio di premio è un indice che risente di tutti e tre gli elementi della terna $(\rho ; R_k ; \delta(i))$, quindi ha valenza sia dal punto di vista delle capacità discriminanti del sistema – prodotto delle sole regole evolutive R_k – sia dal punto di vista dell'attribuzione del “giusto premio” ad ogni assicurato.

¹² $E(X)$ è costante rispetto alla terna $(\rho ; R_k ; \delta(i))$, quindi è indipendente dal sistema Bonus-Malus.

2.3.2: Il coefficiente medio di premio relativo stazionario

Ai fini comparativi il coefficiente medio di premio può non essere lo strumento migliore. Lemaire¹³ propone il coefficiente medio di premio relativo stazionario (Relative Stationary Average Level):

$$RSAL = \frac{\delta(\cdot) - \delta(i \text{ min})}{\delta(S) - \delta(i \text{ min})}$$

dove: $\delta(i \text{ min})$ è il coefficiente di premio associato alla classe di massimo bonus;
 $\delta(S)$ è il coefficiente di premio associato alla classe di massimo malus.

Espresso come percentuale (compreso tra 0 e 1) questo indice determina la posizione relativa dell'automobilista medio, posti uguale a 0 il coefficiente per la classe di massimo bonus – $\delta(1)$ – e a 1 quello per la classe di massimo malus – $\delta(S)$ –; un valore basso di tale indicatore denoterà un forte raggruppamento degli automobilisti nelle classi di bonus; al contrario, un valore alto indicherà una migliore distribuzione degli assicurati tra le classi. Il valore ideale per il RSAL sarebbe, secondo Lemaire, 0,5, corrispondente alla situazione in cui, a regime, l'assicurato medio è soggetto ad un premio pari alla semisomma tra premio minimo e premio massimo.

2.3.3: L'elasticità

Obiettivo di un sistema Bonus-Malus è la diminuzione del premio per i buoni guidatori e l'aumento per i più sinistrorsi; ci si chiede allora con quale successo tale obiettivo venga perseguito.

Poiché i costi dei sinistri sono assunti indipendenti dal numero degli stessi, indipendenti tra loro e identicamente distribuiti, si può operare ipotizzando, senza perdere in generalità, che il costo medio per sinistro sia unitario; in questo modo vi è

¹³ J. Lemaire, Op. cit., 1995.

corrispondenza biunivoca tra rischiosità e frequenza sinistri λ . Ovviamente ci si aspetta che in un sistema Bonus-Malus il coefficiente medio di premio $\delta(\cdot)$ cresca al crescere di λ ; risulta allora utile esprimere $\delta(\cdot)$ anche in funzione di λ : $\delta(\cdot; \lambda)$. Idealmente $\delta(\cdot; \lambda)$ dovrebbe essere proporzionale a λ : ad un incremento della frequenza sinistri $d\lambda/\lambda$ corrisponderebbe un uguale incremento del premio $d\delta(\cdot; \lambda)/\delta(\cdot; \lambda)$, o meglio del premio medio che, per le ipotesi fatte, equivale al coefficiente medio di premio.

In tal caso il sistema risulta perfettamente elastico:

$$\frac{\frac{d\lambda}{\lambda}}{\frac{d\delta(\cdot; \lambda)}{\delta(\cdot; \lambda)}} = 1$$

Si può allora definire come regola generale di efficienza di un sistema Bonus-Malus l'elasticità del suo coefficiente medio di premio $\delta(\cdot; \lambda)$:

$$\eta(\lambda) = \frac{d\delta(\cdot; \lambda)/\delta(\cdot; \lambda)}{d\lambda/\lambda} = \frac{d \ln(\delta(\cdot; \lambda))}{d \ln \lambda} .$$

L'elasticità è un indice che tende a zero se λ tende a zero, purché $\delta(\cdot; \lambda)$ sia positivo, condizione in pratica sempre verificata, in quanto la derivata logaritmica di un numero positivo; $\eta(\lambda)$ tenderà a zero anche per valori molto grandi di λ , poiché il coefficiente medio di premio è limitato superiormente, e quindi la sua derivata logaritmica tenderà a zero.

2.3.4: Il coefficiente di variazione

Il coefficiente di variazione del premio pagato dall'assicurato è un indice atto a valutare il grado di solidarietà tra le polizze di un portafoglio. Se l'assicurazione fosse a premio medio generale si riscontrerebbe un totale trasferimento del rischio da assicurato ad assicuratore ed una completa solidarietà tra guidatori più o meno buoni; viceversa, in assenza di assicurazione, il rischio rimarrebbe in toto a carico dell'automobilista e la solidarietà sarebbe nulla. In mezzo a queste due tipologie si collocano i sistemi Bonus-Malus: per mezzo della personalizzazione del premio rispetto al rischio, ai guidatori più onerosi viene fatto carico di una parte del loro rischio, riducendo in parte la solidarietà dei guidatori meno sinistrorsi.

Siano: $\pi_t(\lambda)$ il premio pagato dal generico assicurato (caratterizzato da frequenza sinistri λ) nell'anno t ; P_t il premio di riferimento nell'anno t per tutto il portafoglio; $\tilde{k}_t(\lambda)$ il numero di sinistri causati da un assicurato nell'anno t ; \tilde{Z}_i ($i = 1, 2, \dots, \tilde{k}_t(\lambda)$) l'ammontare dell' i -esimo sinistro; $\tilde{\delta}_i(\lambda)$ la variabile aleatoria "coefficiente di merito attribuito per l'anno t al generico rischio di sinistrosità λ ": $\tilde{\delta}_i(\lambda)$ assume valori $\delta(i)$ ($i = 1, 2, \dots, S$) con probabilità $f_i(i, \lambda)$.

In caso di assicurazione a premio medio generale si avrà:

$$\pi_t(\lambda) = P_t;$$

essendo questo un valore certo, le sue caratteristiche principali saranno:

$$E[\pi_t(\lambda)] = P_t$$

$$\text{Var}[\pi_t(\lambda)] = 0$$

$$\text{CV}[\pi_t(\lambda)] = \frac{\text{Var}[\pi_t(\lambda)]}{E[\pi_t(\lambda)]} = 0$$

e quindi solidarietà totale.

Nel caso, simmetricamente estremo, di non-assicurazione, le grandezze precedenti assumono le seguenti espressioni:

$$\pi_t(\lambda) = \sum_{i=1}^{\tilde{K}_t(\lambda)} \tilde{Z}_i ;$$

da cui:

$$E[\pi_t(\lambda)] = E[\tilde{k}_t(\lambda)] E[\tilde{Z}_i]$$

$$\text{Var}[\pi_t(\lambda)] = E[\tilde{k}_t(\lambda)] \text{Var}[\tilde{Z}_i] + \text{Var}[\tilde{k}_t(\lambda)] E^2[\tilde{Z}_i]$$

$$\text{CV}[\pi_t(\lambda)] = \frac{\sqrt{E[\tilde{K}_t(\lambda)] \text{Var}[\tilde{Z}_i] + \text{Var}[\tilde{K}_t(\lambda)] E^2[\tilde{Z}_i]}}{E[\tilde{K}_t(\lambda)] E[\tilde{Z}_i]} =$$

$$= \sqrt{\frac{E[\tilde{K}_t(\lambda)] \text{Var}[\tilde{Z}_i] + \text{Var}[\tilde{K}_t(\lambda)] E^2[\tilde{Z}_i]}{E^2[\tilde{K}_t(\lambda)] E^2[\tilde{Z}_i]}} =$$

$$= \sqrt{\frac{\text{CV}^2[\tilde{Z}_i]}{E[\tilde{K}_t(\lambda)]} + \text{CV}^2[\tilde{K}_t(\lambda)]}$$

$$\Rightarrow \text{CV}[\pi_t(\lambda)] = \sqrt{\frac{\text{CV}^2[\tilde{Z}_i]}{\lambda} + \text{CV}^2[\tilde{K}_t(\lambda)]}$$

Nel caso di Sistema Bonus-Malus il coefficiente di variazione si situerà, come detto, tra 0 e il valore in caso di assenza di assicurazione.

Il premio pagato assume la forma:

$$\pi_t(\lambda) = P_t \tilde{\delta}_t(\lambda)$$

e caratteristiche principali:

$$E [\pi_t(\lambda)] = E [P_t \tilde{\delta}_t(\lambda)] = P_t E [\tilde{\delta}_t(\lambda)] = P_t \delta_t(\cdot; \lambda)$$

$$\begin{aligned} \text{Var} [\pi_t(\lambda)] &= P_t^2 \{ \text{Var} [\tilde{\delta}_t(\lambda)] + \delta_t^2(\cdot; \lambda) \} - P_t^2 \delta_t^2(\cdot; \lambda) = \\ &= P_t^2 \text{Var} [\tilde{\delta}_t(\lambda)] \end{aligned}$$

$$\text{CV} [\pi_t(\lambda)] = \frac{\sqrt{\text{Var} [\tilde{\delta}_t(\lambda)]}}{\delta_t(\cdot; \lambda)}$$

A sistema Bonus-Malus più severo corrisponderà un coefficiente di variazione più elevato, in quanto un sistema più personalizzante ridurrà la sinistrosità tra polizze e ogni automobilista si farà carico, attraverso il premio, di una parte del rischio.

Il procedimento seguito è valido sotto l'ottica dell'assicurato; esso muta leggermente dal punto di vista dell'assicuratore, il quale è interessato non al coefficiente di variazione del singolo automobilista, ma a quello relativo a tutto il portafoglio. Le grandezze sopraelencate andrebbero quindi calcolate sull'intera collettività, integrando le formule con la funzione di densità del parametro λ e ottenendo così coefficienti di variazione relativi all'intero portafoglio e non dipendenti da λ .

2.3.5: La soglia di autoliquidazione

Il fenomeno dell'autoliquidazione – “hunger of bonus” nei paesi anglosassoni – è la scelta degli assicurati di non denunciare all'assicuratore i sinistri di piccola entità e di assoggettarsene il pagamento in prima persona, per evitare maggiorazioni di premio negli anni successivi; l'ammontare del danno entro il quale l'assicurato autoliquiderà il danno, è tanto più ingente quanto maggiore è la penalizzazione per sinistri che il sistema Bonus-Malus in oggetto attribuisce.

Allora, questo ammontare, la soglia di autoliquidazione, appunto, può essere un valido indice per misurare la severità del sistema: sistemi più severi saranno caratterizzati da soglie di autoliquidazione maggiori.

Siano:

$\underline{x} = (x_1, x_2, \dots, x_S)$ il vettore delle soglie di autoliquidazione relative a ciascuna classe i di merito del sistema Bonus-Malus: solo i sinistri maggiori di x_i vengono denunciati;

\tilde{X} la variabile aleatoria costo del sinistro, con funzione di densità $f(x)$.

La probabilità p_i che un sinistro commesso da un assicurato caratterizzato da sinistrosità λ e che si trova in classe i , non venga dichiarato è:

$$p_i = P(\tilde{X} \leq x_i) = \int_0^{x_i} f(x) dx.$$

Per lo stesso assicurato la probabilità $\bar{p}_k^i(\lambda)$ di denunciare k sinistri in un anno, pari alla somma delle probabilità di avere $h \geq k$ sinistri e che di questi h esattamente k siano di ammontare inferiore alla soglia x_i , è pari a:

$$\bar{p}_k^i(\lambda) = \sum_{h=k}^{\infty} p_h(\lambda) \binom{h}{k} (1-p_i)^k p_i^{h-k}$$

in cui $p_h(\lambda)$ è la probabilità di commettere h sinistri.

Il numero medio $\bar{\lambda}_i$ di sinistri denunciati dallo stesso assicurato risulta:

$$\bar{\lambda}_i = \sum_{k=0}^{\infty} k \bar{p}_k^i(\lambda).$$

Il costo medio di un sinistro non denunciato è, per l'automobilista in questione:

$$E_i[\tilde{X}] = \frac{\int_0^{x_i} x f(x) dx}{\int_0^{x_i} f(x) dx} = \frac{\int_0^{x_i} x f(x) dx}{P_i}.$$

Se si assume che tutti i sinistri si verifichino tutti a metà dell'anno di riferimento, e che gli ammontari siano soggetti ad un tasso di sconto β , il costo totale medio annuo C a carico dell'assicurato è, dunque:

$$C = \varphi(x_i, i, \lambda) = \delta_i + \beta^{1/2} E_i[\tilde{X}](\lambda - \bar{\lambda}_i)$$

in cui $(\lambda - \bar{\lambda}_i)$ rappresenta il numero medio di sinistri non dichiarati, mentre $E_i[\tilde{X}](\lambda - \bar{\lambda}_i)$, per l'assunzione di indipendenza tra il numero dei sinistri e il loro costo, è il valore atteso della somma che viene autoliquidata.

Sia ora $\underline{v}(\lambda) = (v_1(\lambda), v_2(\lambda), \dots, v_S(\lambda))$ il vettore dei valori attesi dei pagamenti attualizzati cui il guidatore sarà soggetto durante la sua vita automobilistica; valgono le S relazioni:

$$v_i(\lambda) = C + \beta \sum_{k=0}^{\infty} \bar{p}_k^i(\lambda) v_{T_k(i)}(\lambda) \quad \text{con } i = 1, 2, \dots, S.$$

Le relazioni precedenti sono state dedotte col seguente metodo:

sia $\underline{v}^{(n)}(\lambda) = (v_1^{(n)}(\lambda), v_2^{(n)}(\lambda), \dots, v_S^{(n)}(\lambda))$ il vettore dei valori attesi dei pagamenti attualizzati cui il guidatore, che si trova in classe i nell'anno 0, sarà soggetto durante i successivi n anni di assicurazione; sia k_i il numero dei sinistri denunciati dallo stesso assicurato nell'anno i ; allora:

$$v_i^{(n)}(\lambda) = C_i + \beta \sum_{k_1}^{\infty} \bar{p}_{k_1}^i(\lambda) C_{T_{k_1}(i)} + \beta^2 \sum_{k_1} \sum_{k_2} \bar{p}_{k_1}^i(\lambda) \bar{p}_{k_2}^{T_{k_1}(i)} + \dots$$

da cui

$$v_i^{(n)}(\lambda) = C_i + \beta \sum_{k_1}^{\infty} \bar{p}_{k_1}^i(\lambda) \left\{ C_{T_{k_1}(i)} + \beta \sum_{k_2} \bar{p}_{k_2}^{T_{k_1}(i)} C_{T_{k_2}(i)} + \dots \right\}$$

e infine

$$v_i^{(n)}(\lambda) = C_i + \beta \sum_{k_1}^{\infty} \bar{p}_{k_1}^i(\lambda) v_{T_{k_1}(i)}^{(n-1)} \quad \text{per } i = 1, 2, \dots, S.$$

Si ottengono quindi le relazioni ricorsive relative ad un orizzonte temporale finito.

Se si passa ad un orizzonte infinito tale che

$$v_i(\lambda) = \lim_{n \rightarrow \infty} v_i^{(n)}(\lambda)$$

si ottengono le seguenti relazioni:

$$v_i(\lambda) = C + \beta \sum_{k=0}^{\infty} \bar{p}_k^i(\lambda) v_{T_k(i)}(\lambda) \quad \text{per } i = 1, 2, \dots, S.$$

Le soglie di autoliquidazione dovranno essere determinate in modo da rendere minimi i valori attesi $\underline{v}(\lambda) = (v_1(\lambda), v_2(\lambda), \dots, v_S(\lambda))$ o una funzione di essi.

Il risultato di tale problema di minimizzazione sarà, dunque, un vettore $\underline{x}^* = (x_1^*, x_2^*, \dots, x_S^*)$ di soglie ottime di autoliquidazione, una per ciascuna classe di merito del sistema Bonus-Malus in oggetto.

Va ricordato che, dal punto di vista dell'impresa di assicurazioni, il fenomeno dell'autoliquidazione è ben visto perché riduce le spese di gestione dei piccoli sinistri, spese che, in percentuale, incidono molto sul costo globale del sinistro.

CAPITOLO 3

ANALISI TECNICA DEL MERCATO ASSICURATIVO R.C. AUTO ITALIANO

3.1: METODI DI TARIFFAZIONE R.C.AUTO IN ITALIA

3.1.1: Prime formule di tariffazione

Fino al momento dell'introduzione dell'obbligatorietà (nel giugno del 1971, quindi), sono presenti sul mercato tre formule assicurative di tariffazione:

- la “formula-base”: è quella più diffusa; consiste nella copertura di qualsiasi danno causato a terzi, con il solo limite dei massimali. Gli unici criteri di personalizzazione qui utilizzati sono in base alla classe di potenza del veicolo, alla zona territoriale di residenza del contraente e alla classe di massimale; a parità di tali caratteristiche, ogni assicurato paga quindi lo stesso premio, indipendentemente dal numero di sinistri provocati in un dato periodo precedente la copertura.
- la “formula a sconto anticipato”: il contraente beneficia di uno sconto iniziale sul premio pari al 20%, ma è tenuto a versare una integrazione del 35% dello stesso nel momento in cui provoca un sinistro e indipendentemente dall'importo del danno. Con questo criterio, quindi, oltre che spingere ad una maggiore prudenza alla guida, le imprese di assicurazione possono anche contare su una riduzione del costo dei risarcimenti e delle spese di gestione dei sinistri, in quanto gli assicurati vengono incentivati, seppur indirettamente, a non denunciare sinistri di importo inferiore all'integrazione di premio.
- la “formula con franchigia”: a fronte di una consistente riduzione del premio (anche del 40%) il contraente deve versare, per ogni sinistro, una somma pari all'importo del danno, fino al valore della franchigia. Viene inoltre riconosciuto il beneficio di riduzione della franchigia negli anni, agli assicurati che non provocano sinistri; in questo modo diminuiscono ulteriormente le denunce dei sinistri di lieve entità.¹

¹ C. de Ferra: *La liberalizzazione della Tariffa R.C. Auto: note sugli aspetti tecnico-attuariali*. Congresso nazionale di scienza delle assicurazioni, Torino, 1996.

3.1.2: Il sistema Bonus – Malus

Nel 1977, con la miniriforma apportata dalla legge n. 39, viene introdotto (a sostituzione della formula-base) il sistema tariffario di personalizzazione basato sul Bonus-Malus, che all'estero ha già dato buoni risultati.

Le polizze vengono quindi in un primo momento ripartite in classi omogenee di rischio, attraverso la fase di personalizzazione a priori, e successivamente vengono collocate, in base a delle regole precise, nelle diverse classi del sistema Bonus-Malus, dando luogo a quella che viene definita la fase di personalizzazione a posteriori.

Per quanto riguarda la prima fase, gli unici tre parametri con i quali i rischi vengono discriminati sono: la potenza fiscale del veicolo, la zona territoriale di residenza dell'assicurato e il massimale di garanzia previsto nel contratto; la prima categoria prevede cinque diverse fasce: da 0 a 10 Cavalli Fiscali, da 11 a 12, da 13 a 14, da 15 a 18, e oltre i 18 CV. Per le zone territoriali viene utilizzata una suddivisione in 8 classi, che raggruppano province con intensità di rischio analogo. I massimali di garanzia previsti in polizza possono andare da un minimo di legge di 1 miliardo e 500 milioni di Lire, ad un massimo di 10 miliardi di Lire.

Per quanto riguarda, invece, la fase di personalizzazione a posteriori, il sistema di Bonus-Malus italiano entrato in vigore nel 1977 prevede la suddivisione in 13 classi di merito con coefficienti di premio che vanno da 0,70 per la classe dei massimo sconto, a 2,00 per quella di massimo malus; gli assicurati che non commettono alcun sinistro nell'anno di osservazione vengono premiati con un avanzamento di una o di due classi a seconda della provenienza, mentre per chi causa incidenti vi è la penalizzazione di una classe per ogni sinistro provocato.

CLASSI i	$\delta (i)$	j (i,0)	j (i,1)	j (i,2)	j (i,3)	j (i,4)	j (i,5)	j (i,6)
1	0,70	1	2	3	4	5	6	7
2	0,70	1	3	4	5	6	7	8
3	0,70	2	4	5	6	7	8	9
4	0,75	3	5	6	7	8	9	10
5	0,80	4	6	7	8	9	10	11
6	0,85	5	7	8	9	10	11	12
7	0,92	6	8	9	10	11	12	13
8	1,00	7	9	10	11	12	13	13
9	1,15	8	10	11	12	13	13	13
10	1,32	8	11	12	13	13	13	13
11	1,52	9	12	13	13	13	13	13
12	1,75	10	13	13	13	13	13	13
13	2,00	11	13	13	13	13	13	13

Tab. 3.1: Sistema di Bonus-Malus in Italia a partire dal 1977.

La classe di ingresso per tale sistema è la nona, anche se la classe caratterizzata da coefficiente di premio pari a uno è la numero otto; per un numero maggiore a sei sinistri la logica rimane invariata e la penalizzazione resta di una classe per ogni incidente provocato. Da notare, inoltre che i coefficienti delle classi tre, due e uno sono uguali: ciò significa che già dopo soli sei anni di assicurazione senza sinistri si può raggiungere il massimo sconto possibile; con un anno senza sinistri vengono premiati con addirittura due classi di avanzamento quegli assicurati che si trovano dalla decima alla tredicesima classe (e che quindi non si possono certo definire dei “buoni assicurati”), mentre per gli altri l’avanzamento è di una posizione.

$$\text{Il rapporto } z_{(1,S)} = \frac{\delta(S)}{\delta(1)} = \frac{\delta(13)}{\delta(1)} = \frac{2,00}{0,70} \text{ in questo caso è pari a } 2,86, \text{ e denota}$$

il basso grado di severità di questo metodo.

Gli elementi della matrice delle regole evolutive di questo sistema si possono esprimere analiticamente attraverso la formula:

$$j_{i,k} = \begin{cases} (i - 2) & \text{se } k = 0 \\ & i = 10, \dots, 13 \\ \max(i - 1; 1) & \text{se } k = 0 \\ & i = 1, \dots, 19 \\ \min(i + k; 13) & \text{se } k \geq 1 \end{cases}$$

In generale questo sistema di Bonus-Malus si può definire carente sotto molti aspetti: innanzitutto il numero di classi limitato fa sì che il sistema sia poco discriminante, e quindi poco severo, nei confronti delle polizze; i coefficienti hanno una range di variabilità basso; le regole evolutive sono poco penalizzanti nei confronti dei “cattivi guidatori” e troppo ricompensanti nei confronti dei guidatori che per un anno non hanno provocato sinistri, soprattutto quelli appartenenti alle classi “alte” del sistema.

Nonostante tali difetti il sistema in oggetto non viene modificato per ben tredici anni; nel 1990, infatti, viene introdotto un nuovo sistema di Bonus-Malus, con un numero maggiore di classi e regole evolutive differenti:

CLASSI i	$\delta(i)$	$j(i,0)$	$j(i,1)$	$j(i,2)$	$j(i,3)$	$j(i,\geq 4)$
1	0,50	1	3	6	9	12
2	0,53	1	4	7	10	13
3	0,56	2	5	8	11	14
4	0,59	3	6	9	12	15
5	0,62	4	7	10	13	16
6	0,66	5	8	11	14	17
7	0,70	6	9	12	15	18
8	0,74	7	10	13	16	18
9	0,78	8	11	14	17	18
10	0,82	9	12	15	18	18
11	0,88	10	13	16	18	18
12	0,94	11	14	17	18	18
13	1,00	12	15	18	18	18
14	1,15	13	16	18	18	18
15	1,30	14	17	18	18	18
16	1,50	15	18	18	18	18
17	1,75	16	18	18	18	18
18	2,00	17	18	18	18	18

Tab. 3.2: Sistema di Bonus-Malus in Italia a partire dal 1990.

La classe di ingresso è la quattordici, caratterizzata da coefficiente di premio pari a 1,15 e non 1,00; le regole evolutive si possono esprimere tramite la formula:

$$j_{i,k} = \begin{cases} \max(i-1; 1) & \text{se } k=0 \\ \min(i+3k-1; 18) & \text{se } k \geq 1 \end{cases}$$

Come si può evincere dalla tabella 3.2, gli assicurati che provocano più di 4 sinistri in un anno vengono penalizzati poco, come se ne avessero causati solo 4; a differenza delle regole precedenti, però, i sinistri vengono penalizzati in modo più severo: per un sinistro, infatti vengono attribuite due classi in più, mentre per i sinistri successivi la penalizzazione

è di tre classi; il bonus, invece, è uniforme su tutti i gruppi e prevede l'avanzamento di una classe ogni anno.

Il rapporto $z_{1,18} = \frac{\delta(18)}{\delta(1)} = \frac{2,00}{0,50}$ raggiunge il valore 4,00, indice di una

maggiore penalizzazione e severità rispetto al sistema precedente.

3.1.3: Le tariffe amministrare

Il 1977 segna anche l'inizio di quello che viene definito il vero e proprio periodo delle "tariffe amministrare": le imprese sono infatti obbligate ad applicare nell'ambito di ciascuna formula la tariffa che, di anno in anno, il Ministero dell'Industria, attraverso il Comitato Interministeriale Prezzi, approva e fa pubblicare sulla Gazzetta Ufficiale.

L'iter dell'elaborazione delle tariffe avviene attraverso fasi successive: le compagnie presentano la loro proposta tariffaria, il cui schema è predisposto dal Ministero per l'anno successivo, relativamente alla formula o alle formule cui sono interessate e, nell'ambito di queste, ai singoli settori tariffari. Come si evince dalla Tab. 3.3, non si tratta propriamente di un calcolo diretto della tariffa, ma piuttosto di un metodo per determinare le correzioni da apportare alla tariffa in vigore. Tali correzioni tengono conto degli effetti del C.I.D., degli I.B.N.R., delle riaperture e delle variazioni in previsione, per quanto riguarda la frequenza di sinistro, e in generale del contributo al F.G.V.S., quello al S.S.N., del rendimento finanziario delle riserve tecniche, e dei caricamenti.²

Le proposte delle imprese passano al vaglio di un'apposita Commissione nota sotto il nome di "Commissione Filippi", ed è quindi il C.I.P. a decidere la variazione tariffaria, tenuto anche conto delle necessità di ordine economico generale nell'ambito delle linee programmatiche espresse dal Governo, quali, ad esempio, la politica antiflazionistica (la tariffa R.C.Auto rientrava nel calcolo dell'indice ISTAT dei prezzi al consumo per le famiglie di operai e impiegati).

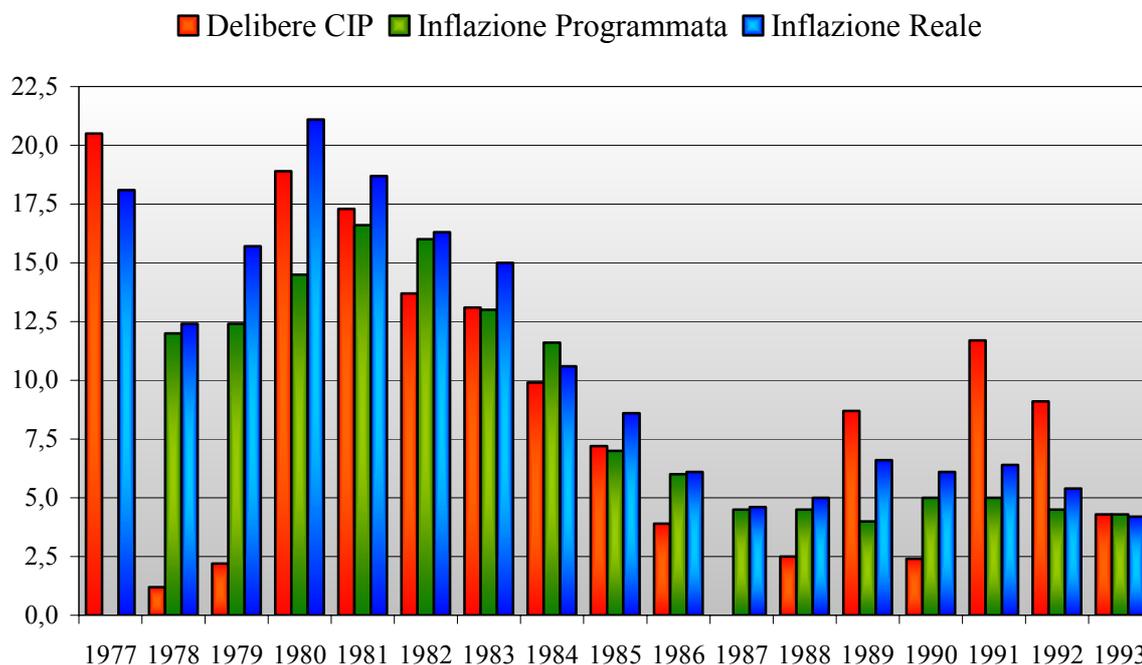
² C. De Ferra: op. cit. 1996

Costo medio dei sinistri con seguito (x-i)	(1)
Coefficienti correttivi:	
- adeguamento e proiez. costo medio da gen. (x-i) a tar. x	(2)
- spese di resistenza	(3)
Costo medio tariffa x	(4) = (1) x (2) x (3)
Frequenza esercizio (x-i)	(5)
Coefficienti correttivi:	
- effetto CID	(6)
- sinistri avvenuti non denunciati (IBNR)	(7)
-sinistri "riaperti"	(8)
- proiezione per passaggio da gen. (x-i) a tar. X	(9)
Frequenza tariffa x	(10) = (4) x (6) x (7) x (8) x (9)
Coefficiente correttivo per contributo F.G.V.S.	(11)
Premio medio puro tariffa x (al lordo del rend. finanziario delle riserve tecniche)	(12) = (4) x (10) x (11)
Rendimento finanziario delle riserve tecniche	(13)
Premio medio puro tariffa x	(14) = (12) x (13)
Coefficiente caricamenti	(15)
Premio medio necessario per tariffa x	(16) = (14) x (15)
Premio medio comp. esercizio (x-i)	(17)
Coefficienti correttivi:	
- contributo S.S.N.	(18)
- aumento tariffa (x-i)	(19)
Premio medio garantito per tariffa (x-i)	(20) = (17) x (18) x (19)
FABBISOGNO TARIFFARIO X (Variazione da apportare alla tariffa (x-i))	(21) = (16) / (20) -1

Tab. 3.3: Calcolo del fabbisogno tariffario per l'esercizio x.

In realtà sono sempre macroscopiche le differenze tra le delibere tariffarie del C.I.P. ed il fabbisogno palesato dalle imprese nelle loro richieste di aumento, e le ragioni sono diverse:

- l'incremento tariffario concesso dal Governo risulta sempre molto vicino al tasso di inflazione programmato e non sufficiente a coprire gli incrementi dei costi del ramo;
- il tasso di inflazione programmato su cui si basa l'aumento tariffario risulta sempre inferiore al tasso di inflazione reale (Grafico 3.1);
- i dati, elaborati dal Conto Consortile, e sui quali lavora la Commissione sono gli ultimi forniti dalle imprese, ma riferite all'esercizio precedente al momento in cui esse verificano il loro fabbisogno per l'esercizio successivo;
- il campione statistico fornito alla Commissione dal Conto esclude i dati di quelle imprese che hanno fornito informazioni carenti o con scarti tali da determinare giustificati dubbi; esso quindi riflette l'operatività della maggioranza ma non di tutto il mercato;
- la tariffa proposta dal C.I.P. è ulteriormente scontata in considerazione dei rendimenti attesi dagli investimenti a copertura delle riserve tecniche.



Graf. 3.1: Aumenti tariffari proposti dal CIP in percentuale del premio puro, confronto con l'inflazione programmata e quella reale.³

Con i costi dei sinistri sempre crescenti e gli aumenti concessi dallo Stato sempre insufficienti, le imprese non possono far altro che contenere le spese generali e ridurre quindi i caricamenti.

È in questa situazione che si trova il mercato assicurativo italiano nel 1994, alla liberalizzazione delle tariffe: viene a cadere l'imposizione dall'alto di un prezzo unico per tutte le imprese, ma non viene meno per ciascuna di esse la necessità principale dell'equilibrio tecnico.

La prima regola da rispettare è dunque quella di rendere le tariffe quanto più possibile tecnicamente corrette; poiché non si è più obbligati a procedere per aggiustamenti successivi, occorre che ogni impresa esercente il ramo R.C. Auto si faccia carico di un accurato studio tecnico della tariffa e del premio puro in primo luogo.

³ A. Zimolo: op. cit. 1996.

3.1.4: La liberalizzazione delle tariffe

A partire dalla data indicata il mercato assicurativo R.C. Auto ha cominciato – sia pure molto lentamente – a rinnovarsi: per quanto riguarda la fase della personalizzazione a priori, molte imprese hanno introdotto la considerazione di nuovi parametri aggiuntivi rispetto a quelli tradizionali; l'età, il sesso, la professione del proprietario del veicolo, la sua anzianità di patente, la sua zona di residenza⁴, sono solo alcuni dei parametri che sono stati introdotti via via dalle imprese nel corso di questi ultimi anni. Aumentando il numero dei parametri le compagnie cercano di ripartire i rischi in classi sempre più omogenee e in numero sempre maggiore migliorando in questo modo il discriminante tra le polizze. Per quanto concerne la personalizzazione a posteriori, invece, le imprese di assicurazione tendono a differenziarsi con la costruzione di aggiuntive classi di Bonus-Malus, con la modifica e il perfezionamento dei coefficienti ad esse associati, con correzioni alle regole evolutive, o con la creazione di classi denominate di super-bonus per premiare gli assicurati migliori.

Nel paragrafo che segue verranno esposti ed analizzati i risultati di una ricerca effettuata nei mesi di settembre e ottobre 2003 riguardo ai livelli di personalizzazione raggiunti da alcune imprese di assicurazione presenti sul mercato italiano della R.C.Auto.

⁴ Questo parametro viene preso in considerazione per la valutazione della zona di circolazione prevalente, in quanto si assume l'ipotesi che l'assicurato utilizzi l'autoveicolo principalmente nella zona di residenza.

3.2: UNA INDAGINE SUL MERCATO R.C.AUTO ITALIANO

3.2.1: Premessa

Il lavoro di seguito esposto può essere suddiviso in due parti: nella prima sono state analizzate le classificazioni a priori e a posteriori effettuate da 15 imprese che esercitano l'assicurazione di Responsabilità Civile Auto sul territorio italiano, con particolare riguardo ai parametri richiesti in sede di determinazione del premio, alle classi di Bonus-malus, ai relativi coefficienti di premio e alle regole evolutive di ciascun sistema. Nella seconda parte, invece, si è provveduto al calcolo dei premi applicati dalle stesse imprese, sulla base dei sei profili ministeriali presenti nella Legge 5 marzo 2001 n. 57, Art.1, Comma 4 per quanto riguarda le autovetture, e ad un confronto con i parametri ex-ante utilizzati.

Le imprese di assicurazione analizzate sono (in parentesi compare il gruppo di appartenenza)⁵:

- Fondiaria – Sai (Gruppo Fondiaria-Sai)
- Riunione Adriatica di Sicurtà (Gruppo Allianz)
- Compagnia di Assicurazioni di Milano (Gruppo Fondiaria-Sai)
- Lloyd Adriatico (Gruppo Allianz)
- Assitalia (Gruppo Generali)
- Assicurazioni Generali (Gruppo Generali)
- Winterthur Assicurazioni (Gruppo Unipol)
- Compagnia di Assicurazioni Unipol (Gruppo Unipol)
- Axa Assicurazioni (Gruppo Axa Italia)
- Sara Assicurazioni (Gruppo Sara)
- BPB Assicurazioni (Gruppo Banca Pop. Bergamo / CV)
- Genialloyd (Gruppo Allianz)
- Compagnia di Assicurazioni Linear (Gruppo Unipol)

⁵ Situazione al 31/10/2003.

- Direct Line Insurance (Gruppo Royal Bank of Scotland)
- Dialogo assicurazioni (Gruppo Fondiaria-Sai)

Tali imprese sono state scelte secondo i seguenti criteri: le prime 10 compagnie sono quelle che detengono per il 2002 le quote maggiori di mercato R.C.Auto, per un totale che raggiunge il 55,97% dell'intero mercato del ramo; BPB Assicurazioni è stata scelta come compagnia bancaria che ha raggiunto una buona combinazione di crescita/incidenza sul mercato; Genialloyd, Assicurazioni Linear e Dialogo Assicurazioni rendono possibile un confronto tra compagnia tradizionale e compagnia telefonica dello stesso gruppo (la prima fa parte del Gruppo Allianz, la seconda del Gruppo Unipol, mentre la terza appartiene al Gruppo Fondiaria-Sai); infine, Direct Line Insurance è stata presa in considerazione come compagnia telefonica extra UE (Gruppo Royal Bank of Scotland), con una buona combinazione di crescita/incidenza sul mercato. Nel complesso, le imprese analizzate detengono il 57,99% dell'intero mercato R.C.Auto italiano.

I profili utilizzati per il calcolo dei premi sono:

PROFILO A: Maschio/Femmina; 18 anni; assicurato per la prima volta; massimale minimo previsto per legge; auto alimentata a benzina con cilindrata di 1.300;

PROFILO B: Maschio/Femmina; 28 anni; 8 anni in assicurazione; nessun sinistro con responsabilità; massimale minimo previsto per legge; auto alimentata a benzina con cilindrata di 1.300;

PROFILO C: Maschio/Femmina; 35 anni; 10 anni di guida; nessun sinistro; massimale minimo previsto per legge; auto alimentata a benzina con cilindrata di 1.300;

PROFILO D: Maschio/Femmina; 40 anni; classe di massimo sconto; massimale minimo previsto per legge; auto alimentata a benzina con cilindrata di 1.300;

PROFILO E: Maschio/Femmina; 21 anni; 2 anni di guida; 1 sinistro con responsabilità nell'ultimo anno; massimale minimo previsto per legge; auto alimentata a benzina con cilindrata di 1.300;

PROFILO F: Maschio/Femmina; 45 anni; classe di massimo malus; massimale minimo previsto per legge; auto alimentata a benzina con cilindrata di 1.300.

Tutte le informazioni di seguito esposte sono state reperite sui rispettivi siti internet di ogni compagnia⁶ e i premi sono stati calcolati con i preventivatori che le imprese sono obbligate per legge a fornire on line.

3.2.2: Analisi delle personalizzazioni a priori

In questo paragrafo si vuole procedere con un'analisi del livello di personalizzazione a priori raggiunto dalle 15 imprese di assicurazione considerate; si ricorda, a tale proposito, come sia necessario per una compagnia che esercita l'assicurazione di Responsabilità Civile Auto, diversificare il premio all'interno del portafoglio, suddividendo quest'ultimo in sottoinsiemi più piccoli che siano il più omogenei possibile. Si parla dunque di personalizzazione a priori del rischio, con l'obiettivo di individuare quei parametri più rappresentativi e discriminanti che permettono di classificare i rischi in portafoglio in classi più omogenee; prima della liberalizzazione delle tariffe del 1994, i parametri utilizzati in sede di personalizzazione a priori dei rischi erano solamente tre: la potenza fiscale delle autovetture, la zona territoriale di residenza degli assicurati e il massimale di garanzia previsto nei contratti. A seguito della liberalizzazione le imprese di assicurazione hanno cercato di differenziarsi non solo nella fase di personalizzazione a posteriori attraverso la costruzione di sistemi Bonus-Malus più o meno complessi, ma anche attraverso l'introduzione di sempre maggiori parametri di personalizzazione a priori.

Per poter verificare il grado di classificazione delle polizze in sede di determinazione del premio, sono stati considerati e raggruppati per le 15 compagnie in

⁶ fondiaria-sai.it; ras.it; milass.it; lloydadriatico.it; assitalia-assicurazioni.it; generali.it; winterthur.it; unipol.it; axa-italia.it; sara.it; bpbassicurazioni.it; genialloyd.it; onlinear.it; directline.it; dialogo.it.

esame, tutti i parametri che sono stati richiesti al momento del calcolo del preventivo; questi sono stati poi ulteriormente suddivisi nelle seguenti tre macro-classi:

1. dati riguardanti l'autovettura;
2. dati riguardanti la polizza;
3. dati riguardanti l'assicurato.

Le tabelle di seguito presentano i risultati di tale indagine: a fianco di ogni parametro si è inserito il numero delle imprese che lo hanno richiesto come requisito fondamentale⁷.

⁷ Non si è infatti ritenuto opportuno presentare anche l'elenco dei nominativi delle imprese, in quanto il dato interessante riguarda il numero delle compagnie che hanno discriminato in base a quei parametri.

DATI RIGUARDANTI IL VEICOLO	
ALIMENTAZIONE	15
CAVALLI FISCALI	14
USO DEL VEICOLO	12
DATA DI PRIMA IMMATRICOLAZIONE	9
KILOWATT	7
TRAINA RIMORCHIO CON TARGA	7
CILINDRATA	5
VEICOLO CON GANCIO TRAINO	5
KM ANNUI PREVISTI	5
MASSA	2
TURBO (SI/NO)	2
NUMERO DI POSTI	1
TRASPORTO DISABILI	1
NAZIONALITA' TARGA	1

Dalla tabella si evince come tutte le compagnie considerate utilizzino come parametro fondamentale l'alimentazione del veicolo, supponendo che una vettura alimentata a benzina percorra meno chilometri di una alimentata a diesel, e quindi sia meno esposta al rischio in termini di tempo.

La potenza della vettura è sintetizzata dai parametri “cavalli fiscali”, “Kilowatt” e “cilindrata”: è interessante notare come alcune compagnie (non è possibile determinarne il numero in base alla tabella) considerino contemporaneamente due o addirittura tutti e tre gli indicatori.

Solamente 5 imprese richiedono una stima dei chilometri percorsi o previsti durante la copertura; questo parametro sarebbe in teoria

importante per la determinazione dell'esposizione al rischio della polizza: probabilmente tale indicatore è scarsamente utilizzato in quanto impossibile da verificare.

DATI RIGUARDANTI LA POLIZZA			
MASSIMALE	15	LIMITAZIONE RIVALSA STATO DI EBREZZA	2
CLASSE B/M DI ASSEGNAZIONE INTERNA	11	PERIODO DI ASSICURAZIONE PRECEDENTE	2
DATA DECORRENZA POLIZZA	10	NUMERO DI SINISTRI CON RESPONSABILITÀ NELL'ULTIMO ANNO	2
CLASSE B/M DI ASSEGNAZIONE CIP	12	CONDUCENTI CON ETÀ INFERIORE A 26 ANNI	2
SITUAZIONE ASSICURATIVA	8	CARTA VERDE (SI/NO)	1
TIPO DI FORMULA	7	COPERTURA DANNI A COSE DI TERZI TRASPORTATI	1
FRAZIONAMENTO DEL PREMIO	7	NUMERO DI SINISTRI CON RESPONSABILITÀ NEGLI ULTIMI 3 ANNI	1
FORMA ASSICURATIVA PRECEDENTE	5	NUMERO DI SINISTRI CON RESPONSABILITÀ NEGLI ULTIMI 5 ANNI	1
CLASSE B/M DI PROVENIENZA	5	NUMERO DI ANNI SENZA SINISTRI	1
DEROGA TACITO RINNOVO DELLA VECCHIA COMPAGNIA	4	CONDUCENTI CON ETÀ INFERIORE A 25 ANNI	1
RINUNCIA ALLA RIVALSA	4	CONDUCENTI CON ETÀ INFERIORE A 23 ANNI	1
FORMULE PARTICOLARI	4	ETÀ DEL FAMILIARE PIÙ GIOVANE	1
NUMERO DI SINISTRI CON RESPONSABILITÀ NEGLI ULTIMI 2 ANNI	4	CONDUCENTI CON PATENTE DA MENO 2 ANNI	1

Naturalmente tutte le imprese richiedono il massimale di garanzia, in quanto ad un innalzamento del massimale corrisponde un aumento del premio; per quanto riguarda la classe di bonus-malus di assegnazione, si può evincere dalla tabella come alcune compagnie richiedano l'immissione della classe interna, altre quella corrispondente alla tariffa ministeriale, e altre ancora richiedono entrambe le modalità; solamente 5 imprese richiedono la classe di provenienza. È interessante notare come si comportano le imprese per quanto concerne il numero di sinistri a carico dell'assicurato: 4 compagnie chiedono il numero di incidenti con responsabilità avvenuti negli ultimi 2 anni di assicurazione; solamente 2 richiedono il numero di sinistri avvenuti nell'ultimo anno; una impresa prende in considerazione gli ultimi 3 anni, e un'altra ancora richiede gli incidenti avvenuti negli ultimi 5 anni. Alcune compagnie, infine, prevedono una ulteriore penalizzazione del premio in caso di presenza, anche occasionale, di guidatore della vettura con caratteristiche particolari: 2 compagnie chiedono la presenza o meno di conducenti con età inferiore ai 26 anni, una considera la soglia dei 25 anni, e una quella dei 23 anni; una impresa chiede addirittura l'età del familiare più giovane, mentre un'altra ancora chiede il numero di conducenti in famiglia con meno di due anni di patente, indipendentemente dall'età.

DATI RIGUARDANTI L'ASSICURATO	
SESSO	15
DATA DI NASCITA	15
RESIDENZA	15
PROFESSIONE	8
CITTADINANZA	2
STATO CIVILE	2
DATA RILASCIO PATENTE	2
PATENTI SPECIALI	1

Tutte le imprese in oggetto riconoscono come parametri fondamentali di discriminazione del rischio il sesso dell'assicurato, la sua età e la residenza; solamente 8 ne chiedono la professione, mentre ben 2 lo stato civile e la cittadinanza. Ancora 2 imprese richiedono l'anzianità di patente per cercare di cogliere meglio la

caratteristica “bravura del guidatore”, supponendo che ad una patente rilasciata da più tempo corrisponda maggiore abilità al volante.

Da questa analisi emerge, dunque, come le imprese di assicurazione abbiano cercato in questi anni di migliorare la propria selezione dei rischi, richiedendo sempre più informazioni in grado di caratterizzare il rischio che si sta acquisendo in portafoglio, per poter prezzare nel modo più giusto, sia da un punto di vista tecnico che da un punto di vista sociale, e nel modo più coerente possibile. In alcuni casi si può forse cogliere un eccesso in questo senso: dati come la cittadinanza dell'assicurato, o la massa dell'autovettura e il numero di posti per i quali è abilitata, non sembrano essere in stretta connessione con il rischio di provocare incidenti o sulla maggiore o minore entità dei danni che possono essere causati.

Se da un lato, quindi, è tecnicamente corretto richiedere tutte le informazioni necessarie ad una classificazione esatta dei rischi, dall'altro le imprese devono anche tenere presente come questi fattori possono interagire tra loro, con un'attenzione particolare nella gestione di quelle informazioni che rischiano di far penalizzare la polizza più volte per la stessa caratteristica.

3.2.3: Le classi di Bonus-Malus

Non tutte le imprese di assicurazione, dopo la liberalizzazione, hanno provveduto a cambiare le classi di merito o i coefficienti di premio, o le regole evolutive; alcune, anzi, hanno continuato ad utilizzare lo stesso sistema di bonus-malus ante-liberalizzazione. Tra queste anche alcune delle imprese oggetto di questo studio: Fondiarria-Sai e Assitalia, utilizzano il sistema di bonus-malus in vigore in Italia dal 1990 al 1994; per quanto riguarda Direct Line Insurance sono disponibili solamente le regole evolutive, che sono uguali a quelle ministeriali italiane, ma non sono resi pubblici i coefficienti di premio associati alle classi di merito.

Winterthur Assicurazioni, invece, pur adoperando il sistema ministeriale invariato, effettua una ulteriore personalizzazione, ripartendo le polizze non solo in classi di merito, ma anche in “gruppi tariffari”; questi ultimi si evolvono in base ai sinistri provocati dall’assicurato negli ultimi 5 anni e prevedono un ulteriore sconto o penalizzazione a seconda del gruppo di appartenenza, attraverso l’applicazione di ulteriori coefficienti di premio. Dopo aver stabilito, al rinnovo della polizza, la nuova classe di appartenenza del guidatore in base ai sinistri provocati nell’ultimo anno, e dopo aver applicato al premio il relativo coefficiente, si provvede all’assegnazione del nuovo gruppo tariffario e all’applicazione del corrispondente coefficiente secondo le seguenti regole:

WINTERTHUR							
Gruppo Tariffario di Provenienza i	$\delta(i)$	Gruppo da attribuire in base ai sinistri accaduti nei preced. 5 anni					F
		A	B	C	D	E	
1	0,85	1					1
1			2				
1					5	7	
2	0,95	2	2				1
2			2				
2		2	3		5	7	
3	0,98	2 (**)	3				2
3		3	3				2
3		3	5	5	5	7	2
4	0,95	3					
4		4	5	5	6	7	
4			5	5	6	7	
5	1,00	2 (**)	5	5			
5		3	5	5	6	7	
5		5	5	5	6	7	
6	1,35		5	5	6	7	
7	2,00	3	5	5	6	7	
7		5	5	5	6	7	

A = “nessun sinistro”⁸;

B = “1 sinistro”;

C = “2 sinistri di cui nessuno nell’anno precedente, senza danni a persone”;

D = “2 sinistri, anche avvenuti nell’anno precedente e/o con danno a persone”;

E = “3 o più sinistri”;

F = “Dopo 5 anni di permanenza nello stesso gruppo senza sinistri”.

Le caselle vuote della tabella si trovano in corrispondenza di situazioni non verificabili; si noti, infine, come nell’assegnazione del gruppo tariffario vengano trattati diversamente i sinistri con danni a sole cose o con danni a persona, riconoscendo una penalizzazione maggiore per gli incidenti con lesioni a persone.

Altre compagnie hanno preferito lasciare invariato il numero di classi e le regole evolutive, ma hanno modificato i coefficienti di premio: è il caso di Sara Assicurazioni, che presenta una struttura di Bonus-Malus di questo tipo:

⁸ Per le polizze attribuite ai gruppi 2, 3 e 5, se il periodo precedente il rinnovo del contratto non corrisponde a 5 anni compiuti, o qualora non siano disponibili i dati relativi ai sinistri causati nell’intero periodo, il gruppo tariffario già assegnato alla polizza resta invariato.

SARA ASSICURAZIONI						
CLASSI i	$\delta (i)$	j (i,0)	j (i,1)	j (i,2)	j (i,3)	j (i,≥4)
1	0,50	1	3	6	9	12
2	0,53	1	4	7	10	13
3	0,56	2	5	8	11	14
4	0,59	3	6	9	12	15
5	0,62	4	7	10	13	16
6	0,66	5	8	11	14	17
7	0,70	6	9	12	15	18
8	0,74	7	10	13	16	18
9	0,78	8	11	14	17	18
10	0,82	9	12	15	18	18
11	0,90	10	13	16	18	18
12	0,98	11	14	17	18	18
13	1,08	12	15	18	18	18
14	1,20	13	16	18	18	18
15	1,45	14	17	18	18	18
16	1,80	15	18	18	18	18
17	2,15	16	18	18	18	18
18	2,50	17	18	18	18	18

La classe di ingresso è la 14, che prevede coefficiente di premio pari a 1,20; il sistema si presenta più penalizzante rispetto al tradizionale a partire dalla classe 11 verso i gruppi più alti, fino alla classe 18 a cui è associato un coefficiente di 2,50. Il rapporto

$$z = \frac{\delta(18)}{\delta(1)} = \frac{2,50}{0,50} \quad \text{raggiunge il valore } 5,00, \text{ indice di una maggiore penalizzazione e}$$

severità rispetto al sistema “amministrato”.

Analogo al sistema “Sara” si presenta quello della Compagnia di Assicurazioni Unipol, che ha mantenuto le regole evolutive del sistema amministrato, ma ne ha modificato i coefficienti, aggiungendo, però, sette classi di “super bonus” per quegli assicurati che si trovano in classe 1 da più di un anno; questi, vengono quindi premiati con un ulteriore sconto ogni anno che passa senza sinistri, fino ad una massimo di 8 anni, ma

vengono trattati a livello di regole evolutive e in caso di incidenti come la normale classe 1:

COMPAGNIA DI ASSICURAZIONI UNIPOL						
CLASSI i	$\delta (i)$	$j(i,0)$	$j(i,1)$	$j(i,2)$	$j(i,3)$	$j(i,\geq 4)$
1 (per l'8°anno)	0,377142	1	3	6	9	12
1 (per il 7°anno)	0,384723	1	3	6	9	12
1 (per il 6°anno)	0,392456	1	3	6	9	12
1 (per il 5°anno)	0,400344	1	3	6	9	12
1 (per il 4°anno)	0,408391	1	3	6	9	12
1 (per il 3°anno)	0,416600	1	3	6	9	12
1 (per il 2°anno)	0,424974	1	3	6	9	12
1 (proveniente da 2)	0,433515	1	3	6	9	12
2	0,460185	1	4	7	10	13
3	0,483659	2	5	8	11	14
4	0,513414	3	6	9	12	15
5	0,539604	4	7	10	13	16
6	0,572800	5	8	11	14	17
7	0,614119	6	9	12	15	18
8	0,658419	7	10	13	16	18
9	0,705914	8	11	14	17	18
10	0,756836	9	12	15	18	18
11	0,811430	10	13	16	18	18
12	0,869963	11	14	17	18	18
13	0,932718	12	15	18	18	18
14	1,000000	13	16	18	18	18
15	1,232392	14	17	18	18	18
16	1,503752	15	18	18	18	18
17	1,928460	16	18	18	18	18
18	2,353088	17	18	18	18	18

La classe di ingresso è la 14, caratterizzata da coefficiente di premio pari a 1,00; si nota come i coefficienti siano molto particolareggiati, fino alla quinta cifra decimale, e vadano da 0,377142 per la classe di massimo bonus, a 2,353088 per la diciottesima classe,

quella di massimo malus; risultano quindi più penalizzanti per i cattivi guidatori, e più premianti per i buoni guidatori.

Il rapporto $z = \frac{\delta(18)}{\delta(1_8)} = \frac{2,353088}{0,377142}$ è pari a 6,2392627, il più alto finora

considerato.

Axa Assicurazioni, invece, ha introdotto 5 classi di super bonus modificando per ciascuna le regole evolutive, ma lasciando invariato il coefficiente di premio di ogni suddetta classe: questo, infatti, è di 0,50 a partire dalla classe 1, fino alla classe denominata 1e, quella di massimo sconto appunto. La logica delle regole di evoluzione rimane quella del sistema amministrato, con una classe di avanzamento per un anno senza sinistri e $3k-1$ classi di penalizzazione per k sinistri commessi in un anno:

AXA ASSICURAZIONI						
CLASSI i	$\delta (i)$	j (i,0)	j (i,1)	j (i,2)	j (i,3)	j (i, ≥ 4)
1e	0,500	1e	1d	1c	1	2
1d	0,500	1e	1c	1b	1	2
1c	0,500	1d	1b	1a	1	2
1b	0,500	1c	1a	1	2	3
1a	0,500	1b	1	2	3	4
1	0,500	1a	3	6	9	12
2	0,530	1	4	7	10	13
3	0,561	2	5	8	11	14
4	0,595	3	6	9	12	15
5	0,630	4	7	10	13	16
6	0,667	5	8	11	14	17
7	0,707	6	9	12	15	18
8	0,749	7	10	13	16	18
9	0,794	8	11	14	17	18
10	0,841	9	12	15	18	18
11	0,891	10	13	16	18	18
12	0,944	11	14	17	18	18
13	1,029	12	15	18	18	18
14	1,155	13	16	18	18	18
15	1,498	14	17	18	18	18
16	1,943	15	18	18	18	18
17	2,378	16	18	18	18	18
18	2,997	17	18	18	18	18

La classe di ingresso è la 14, caratterizzata da coefficiente di premio pari a 1,115; a partire dalla terza classe i coefficienti si discostano da quelli del sistema ministeriale, fino al valore di 2,997 per la classe di massimo malus – è la penalizzazione più alta vista finora –.

Il rapporto $z = \frac{\delta(18)}{\delta(1e)} = \frac{2,997}{0,500}$ è pari a 5,994, a testimonianza di come anche

questo sistema sia più severo rispetto a quello ministeriale.

Un ulteriore livello di personalizzazione è ben rappresentato dai sistemi di Dialogo Assicurazioni e Compagnia di Assicurazioni di Milano (appartenenti allo stesso gruppo): le due imprese – i cui sistemi di Bonus-Malus si differenziano solo per la presenza nel primo di una classe di super bonus in più – hanno aggiunto delle classi di super bonus che mantengono la logica delle regole evolutive ministeriali, ma hanno modificato tutti i coefficienti di premio, differenziando anche tra loro quelli delle classi più alte (diversamente da Axa).

Il sistema di Bonus-Malus di Dialogo Assicurazioni si presenta in questa forma:

DIALOGO						
CLASSI i	$\delta (i)$	j (i,0)	j (i,1)	j (i,2)	j (i,3)	j (i, ≥ 4)
B5	0,38	B5	B3	1	4	7
B4	0,39	B5	B2	2	5	8
B3	0,41	B4	B1	3	6	9
B2	0,43	B3	1	4	7	10
B1	0,45	B2	2	5	8	11
1	0,49	B1	3	6	9	12
2	0,52	1	4	7	10	13
3	0,56	2	5	8	11	14
4	0,59	3	6	9	12	15
5	0,62	4	7	10	13	16
6	0,66	5	8	11	14	17
7	0,70	6	9	12	15	18
8	0,74	7	10	13	16	18
9	0,78	8	11	14	17	18
10	0,82	9	12	15	18	18
11	0,88	10	13	16	18	18
12	0,94	11	14	17	18	18
13	1,00	12	15	18	18	18
14	1,15	13	16	18	18	18
15	1,45	14	17	18	18	18
16	1,80	15	18	18	18	18
17	2,20	16	18	18	18	18
18	2,70	17	18	18	18	18

Anche per questi due sistemi – Compagnia di Assicurazioni di Milano adotta lo stesso schema ma senza la classe B5 – la classe di ingresso è la 14, caratterizzata da coefficiente di premio pari a 1,15. Il rapporto $z = \frac{\delta(18)}{\delta(i \min)}$ è pari a 7,105 per Dialogo, mentre è di 6,923 per la Compagnia di Assicurazioni di Milano, essendo $\delta(i \min) = 0,39$ per la prima e 0,38 per la seconda.

Lo schema di BPB Assicurazioni ricalca in pieno quello di Dialogo nelle regole evolutive – che praticamente rimangono invariate anche per le classi di super bonus – e si differenzia da questo solamente per i coefficienti, che risultano più severi per le cinque classi aggiuntive, inferiori a quelle di Dialogo per le prime quattro classi, uguali dalla classe 5 alla 13, e ancora differenti – o in eccesso o in difetto – dalla 14 alla 18:

BPB ASSICURAZIONI						
CLASSI i	$\delta (i)$	$j(i,0)$	$j(i,1)$	$j(i,2)$	$j(i,3)$	$j(i, \geq 4)$
1E	0,38	1E	1C	1	4	7
1D	0,40	1E	1B	2	5	8
1C	0,42	1D	1A	3	6	9
1B	0,44	1C	1	4	7	10
1A	0,46	1B	2	5	8	11
1	0,48	1A	3	6	9	12
2	0,50	1	4	7	10	13
3	0,53	2	5	8	11	14
4	0,56	3	6	9	12	15
5	0,62	4	7	10	13	16
6	0,66	5	8	11	14	17
7	0,70	6	9	12	15	18
8	0,74	7	10	13	16	18
9	0,78	8	11	14	17	18
10	0,82	9	12	15	18	18
11	0,88	10	13	16	18	18
12	0,94	11	14	17	18	18
13	1,00	12	15	18	18	18
14	1,20	13	16	18	18	18
15	1,40	14	17	18	18	18
16	1,80	15	18	18	18	18
17	2,50	16	18	18	18	18
18	3,00	17	18	18	18	18

La classe di ingresso è la 14 a cui è associato un coefficiente di premio pari a 1,40, il più severo finora; il coefficiente della classe 18, con il suo valore così elevato, fa raggiungere al rapporto $z = \frac{\delta(18)}{\delta(1E)} = \frac{3,00}{0,38}$ il massimo incontrato nell'ambito dell'indagine: 7,895. Il sistema si presenta quindi molto premiante nei confronti dei buoni guidatori, ma altrettanto penalizzante per gli assicurati che commettono molti sinistri.

Anche Genialloyd, pur mantenendo regole evolutive secondo la logica ministeriale, introduce 5 classi di super bonus, premiando ulteriormente gli assicurati che si troverebbero in classe 1 da più di un anno; per questa compagnia, però, rimangono non disponibili i coefficienti di premio delle classi di merito, non consentendo ulteriori analisi.

L'Impresa di Assicurazioni Linear, introduce ben 10 classi di super bonus che prevedono un miglioramento di 2 classi in caso di assenza di sinistri; per le altre classi le regole evolutive rimangono quelle ministeriali:

COMPAGNIA DI ASSICURAZIONI LINEAR						
CLASSI i	$\delta (i)$	$j(i,0)$	$j(i,1)$	$j(i,2)$	$j(i,3)$	$j(i,>3)$
-10	0,291	-2	3	6	9	12
-9	0,297	-2	3	6	9	12
-8	0,303	-2	3	6	9	12
-7	0,309	-2	3	6	9	12
-6	0,315	-2	3	6	9	12
-5	0,322	-2	3	6	9	12
-4	0,329	-2	3	6	9	12
-3	0,335	-2	3	6	9	12
-2	0,342	-2	3	6	9	12
-1	0,347	-2	3	6	9	12
0	0,355	-1	3	6	9	12
1	0,427	0	3	6	9	12
2	0,483	1	4	7	10	13
3	0,557	2	5	8	11	14
4	0,59	3	6	9	12	15
5	0,62	4	7	10	13	16
6	0,66	5	8	11	14	17
7	0,70	6	9	12	15	18
8	0,74	7	10	13	16	18
9	0,78	8	11	14	17	18
10	0,82	9	12	15	18	18
11	0,88	10	13	16	18	18
12	0,94	11	14	17	18	18
13	1,10	12	15	18	18	18
14	1,30	13	16	18	18	18
15	1,80	14	17	18	18	18
16	2,20	15	18	18	18	18
17	2,50	16	18	18	18	18
18	3,00	17	18	18	18	18

Anche Riunione Adriatica di Sicurtà presenta una spiccata personalizzazione verso l'alto, con l'introduzione di dieci classi di super bonus, lasciando invariato il numero di classi "ordinarie" – che rimane quindi 18 –; RAS è inoltre la prima compagnia incontrata nel corso dell'indagine che contiene regole evolutive diverse rispetto al sistema ministeriale:

RIUNIONE ADRIATICA DI SICURTA'						
CLASSI i	$\delta (i)$	j (i,0)	j (i,1)	j (i,2)	j (i,3)	j (i, ≥ 4)
E9	0,40	E9	E1	4	8	12
E8	0,40	E9	E	4	8	12
E7	0,41	E8	1	4	8	13
E6	0,42	E7	1	5	9	13
E5	0,43	E6	2	5	9	13
E4	0,44	E5	2	6	10	14
E3	0,45	E4	3	6	10	14
E2	0,46	E3	3	6	10	14
E1	0,47	E2	3	7	11	14
E	0,48	E1	4	7	11	14
1	0,50	E	4	8	12	15
2	0,52	1	5	9	12	15
3	0,55	2	6	10	13	15
4	0,59	3	7	11	14	16
5	0,63	4	8	12	15	16
6	0,67	5	9	13	15	17
7	0,71	6	10	14	16	17
8	0,75	7	11	15	16	18
9	0,79	8	12	15	17	18
10	0,84	9	13	16	17	18
11	0,89	10	14	16	18	18
12	0,95	11	15	17	18	18
13	1,02	12	15	17	18	18
14	1,10	13	16	18	18	18
15	1,35	14	17	18	18	18
16	1,65	15	18	18	18	18
17	2,05	16	18	18	18	18
18	2,50	17	18	18	18	18

La classe di entrata è la quattordicesima, caratterizzata da coefficiente di premio pari a 1,10; nonostante questo sistema presenti un numero abbastanza elevato di classi, il range di variabilità dei coefficienti è alquanto ristretto rispetto a quello di compagnie già analizzate con un numero di classi inferiore; il rapporto $z = \frac{\delta(18)}{\delta(E9)} = \frac{2,50}{0,40}$ è pari a 6,25, ben più basso rispetto a quello delle ultime tre imprese considerate, che presentavano solamente 23 o 22 classi, rispetto alle 28 di RAS.

Le regole evolutive sono diverse da quelle adottate dal sistema ministeriale e dalle compagnie analizzate finora, e in generale più penalizzanti – basti considerare la penalizzazione che subisce un assicurato proveniente dalla classe 1: tre classi con un sinistro provocato (erano due nel sistema ministeriale), sette classi con due sinistri (5 nel vecchio sistema), undici con tre sinistri (erano 8), e infine ben quattordici classi di penalizzazione per chi commette quattro o più sinistri (erano 11).

In generale, però, non è possibile formalizzare la logica di tali regole attraverso delle formule sintetiche, in quanto per alcune classi la penalizzazione in corrispondenza dello stesso numero di sinistri rimane invariata nonostante il gruppo di provenienza – si noti, ad esempio, che chi proviene dalle classi 8 e 9 commettendo due sinistri viene collocato comunque nella classe 15 –.

Lloyd Adriatico introduce un ulteriore fattore di personalizzazione: nove classi di super bonus e ben cinque classi di malus oltre la diciottesima, con coefficienti di premio che vanno da 0,400 per la classe –8, fino a 3,000 per la classe 23. Le regole evolutive non seguono una logica matematica, anche se l'impronta generale sembra essere ancora quella ministeriale – almeno nelle classi centrali del sistema –:

LLOYD ADRIATICO						
CLASSI i	$\delta (i)$	$j(i,0)$	$j(i,1)$	$j(i,2)$	$j(i,3)$	$j(i, \geq 4)$
-8	0,400	-8	-7	1	4	7
-7	0,400	-8	-1	1	4	7
-6	0,405	-7	-1	1	4	7
-5	0,415	-6	0	1	4	7
-4	0,425	-5	1	2	5	8
-3	0,435	-4	1	3	6	9
-2	0,445	-3	2	4	7	10
-1	0,445	-2	2	5	8	11
0	0,475	-1	3	6	9	12
1	0,500	0	4	7	10	13
2	0,530	1	5	8	11	14
3	0,560	2	6	9	12	15
4	0,590	3	7	10	13	16
5	0,620	4	8	11	14	17
6	0,660	5	9	12	15	18
7	0,700	6	10	13	16	19
8	0,740	7	11	14	17	21
9	0,780	8	12	15	18	23
10	0,820	9	13	16	19	23
11	0,880	10	14	17	21	23
12	0,960	11	15	18	23	23
13	1,040	12	16	19	23	23
14	1,100	13	16	21	23	23
15	1,200	14	17	23	23	23
16	1,500	15	18	23	23	23
17	1,800	16	21	23	23	23
18	2,100	17	23	23	23	23
19	2,400	18	23	23	23	23
20	2,700	19	23	23	23	23
21	2,700	20	23	23	23	23
22	3,000	21	23	23	23	23
23	3,000	22	23	23	23	23

La classe di ingresso è anche per Lloyd Adriatico la quattordicesima a cui è associato un coefficiente di premio pari a 1,100; il rapporto $z = \frac{\delta(18)}{\delta(-8)} = \frac{3,000}{0,400}$ è pari a 7,5, tra i più alti delle compagnie considerate, ma più basso, per esempio, di quello di BPB Assicurazioni, realizzato con sole 23 classi.

Assicurazioni Generali, infine, ha introdotto dieci classi di super bonus e altre cinque di malus oltre la classe 18, con coefficienti di premio che vanno – come per Lloyd adriatico – da 0,400 a 3,000. Anche questa compagnia ha modificato le regole evolutive, che però non trovano formalizzazione matematica:

ASSICURAZIONI GENERALI						
CLASSI i	$\delta (i)$	$j(i,0)$	$j(i,1)$	$j(i,2)$	$j(i,3)$	$j(i, \geq 4)$
B0	0,400	B0	B8	5	10	14
B1	0,400	B0	B9	6	11	15
B2	0,410	B1	1	6	11	16
B3	0,420	B2	1	7	12	16
B4	0,431	B3	2	8	12	17
B5	0,442	B4	3	8	13	17
B6	0,453	B5	3	9	13	18
B7	0,464	B6	4	9	13	18
B8	0,475	B7	4	10	14	18
B9	0,487	B8	5	11	15	18
1	0,500	B9	6	11	16	19
2	0,521	1	7	12	16	20
3	0,543	2	8	13	16	20
4	0,568	3	9	14	17	21
5	0,595	4	10	15	18	22
6	0,618	5	10	16	19	23
7	0,640	6	11	16	19	23
8	0,672	7	12	17	20	23
9	0,706	8	13	18	21	23
10	0,743	9	14	18	22	23
11	0,778	10	15	19	23	23
12	0,815	11	16	20	23	23
13	0,875	12	17	20	23	23
14	0,935	13	18	21	23	23
15	1,000	14	19	22	23	23
16	1,050	15	20	23	23	23
17	1,100	16	20	23	23	23
18	1,150	17	21	23	23	23
19	1,330	18	22	23	23	23
20	1,580	19	23	23	23	23
21	1,930	20	23	23	23	23
22	2,400	21	23	23	23	23
23	3,000	22	23	23	23	23

A conclusione di questa prima parte dell'indagine è possibile compilare il seguente prospetto riassuntivo:

- *imprese che hanno mantenuto numero di classi, coefficienti e regole evolutive invariate rispetto a quelle ministeriali:*

FONDIARIA-SAI

ASSITALIA

WINTERTHUR ASSICURAZIONI⁹

DIRECT LINE INSURANCE¹⁰

Totale quota di mercato R.C.Auto: 22,45%

- *imprese che hanno mantenuto il numero di classi e le regole evolutive del sistema ministeriale, ma hanno modificato i coefficienti di premio:*

SARA ASSICURAZIONI;

Totale quota di mercato R.C.Auto: 3,37%

- *imprese che hanno mantenuto le regole evolutive del sistema ministeriale, ma hanno aggiunto delle classi di “super bonus” e hanno modificato i coefficienti:*

COMPAGNIA DI ASSICURAZIONI UNIPOL;

AXA ASSICURAZIONI

DIALOGO ASSICURAZIONI

BPB ASSICURAZIONI

GENIALLOYD¹¹

COMPAGNIA DI ASSICURAZIONI LINEAR

Totale quota di mercato R.C.Auto: 8,86%

⁹ La suddetta impresa presenta, però, un ulteriore grado di personalizzazione sviluppato in gruppi tariffari.

¹⁰ Per tale impresa non sono disponibili i coefficienti di premio delle classi di merito.

¹¹ Genialloyd non rende pubblici i coefficienti di premio relativi alle classi di merito.

- *imprese che hanno cambiato le regole evolutive e i coefficienti di premio e hanno aggiunto delle classi di “super bonus”:*

RAS

Totale quota di mercato R.C.Auto: 5,81%

- *imprese che hanno cambiato le regole evolutive e i coefficienti di premio, hanno aggiunto delle classi di “super bonus” e anche delle classi di malus oltre alla diciottesima:*

LLOYD ADRIATICO

ASSICURAZIONI GENERALI.

Totale quota di mercato R.C.Auto: 9,41%

Sebbene, dunque, siano trascorsi già 9 anni dalla liberalizzazione delle tariffe R.C.Auto, non tutte le imprese hanno manifestato consistenti differenze rispetto al sistema ministeriale, almeno in sede di personalizzazione a posteriori – basti pensare che il 22,45% del mercato rappresentato da quattro compagnie scelte per l’indagine ha mantenuto in toto il sistema in vigore fino al 31 luglio 1994 –. Per questa ragione il lavoro prosegue con la presentazione di alcuni coefficienti di valutazione dei sistemi di ogni compagnia; vengono poi inseriti i premi calcolati sui sei profili tariffari esposti in precedenza, e l’analisi dei parametri a priori utilizzati dalle imprese in esame in sede di determinazione della somma da richiedere all’assicurato.

3.2.4: Valutazione dei sistemi Bonus-Malus

Per poter effettuare una valutazione omogenea sui vari sistemi Bonus-Malus adottati dalle compagnie in oggetto, e per poter effettuare dei confronti significativi, è opportuno calcolare dei coefficienti che sintetizzino particolari caratteristiche di tali strutture. Per poter far ciò è necessario disporre di alcune informazioni aggiuntive, come la

distribuzione degli assicurati e la frequenza sinistri associati ad ogni classe, e il costo medio dei sinistri.

I dati utilizzati in questa sede sono stati forniti dall'ANIA¹²: riguardano la situazione nell'anno 2001 e considerano un campione che corrisponde al 67% del mercato R.C.Auto di quell'anno; per determinare la distribuzione degli assicurati in ogni classe si è fatto riferimento alla ripartizione percentuale dei veicoli nelle varie classi.

Per poter procedere, però, è necessario formulare un'ulteriore ipotesi: il portafoglio di ogni impresa considerata replichi esattamente il dato nazionale della distribuzione degli assicurati in ogni classe: si ipotizza, cioè, che la ripartizione degli assicurati di ogni impresa nelle varie classi di Bonus-Malus sia uguale per tutte le compagnie e in particolare uguale al dato nazionale a disposizione in questo lavoro.

Nella tabella 3.5 si riportano, dunque, il numero di veicoli appartenenti ad ogni classe del sistema Bonus-Malus ministeriale, la distribuzione percentuale dei veicoli, la frequenza sinistri e il costo medio di ogni sinistro liquidato in ciascuna classe:

¹² Statistica associativa ANIA: "Banca dati auto – Settore I", 2001

Classe Bonus/Malus	Veicoli Anno	Distr. % Veicoli	Frequenza Sinistri (in %)	Costo Medio Sinistri (in euro)
1	6.685.674	40,19	5,56	3.175,11
2	774.043	4,65	9,54	3.167,74
3	995.999	5,99	9,34	3.123,69
4	660.244	3,97	10,71	3.060,29
5	764.157	4,59	8,22	3.088,94
6	766.189	4,61	8,81	3.123,17
7	639.497	3,84	10,07	3.140,26
8	700.652	4,21	9,36	3.146,15
9	695.513	4,18	10,35	3.181,67
10	607.147	3,65	11,63	3.258,76
11	626.289	3,76	10,65	3.283,35
12	683.748	4,11	10,87	3.320,55
13	758.141	4,56	11,97	3.428,51
14	898.440	5,40	27,01	3.555,76
15	73.888	0,44	16,97	3.456,76
16	33.445	0,20	18,02	3.462,74
17	8.265	0,05	18,26	3.188,54
18	9.247	0,06	24,26	2.863,94
Non Codificato Altro	255.191	1,53	9,78	2.927,02
Totale	16.635.769	100,00	9,22	3.201,57

Tabella 3.5: Distribuzione dei veicoli, frequenza sinistri e costo medio di un sinistro nelle classi di Bonus-Malus ministeriali, per l'anno 2001; Fonte: ANIA.

Gli indici che verranno calcolati per ogni compagnia saranno tre:

1. COEFFICIENTE MEDIO DI PREMIO: è la media dei coefficienti di premio, pesata con le probabilità di appartenenza alle classi:

$$\delta(\cdot) = \sum_{i=i \min}^S \delta(i) f(i)$$

dove: $\delta(i)$ è il coefficiente di premio della classe i ;

$f(i)$ è la probabilità che un generico assicurato si trovi nella classe i , desumibile nella tabella 3.5 dalla colonna “distribuzione % veicoli”;

la sommatoria è estesa alle S classi di merito del sistema.

2. PREMIO DI EQUILIBRIO: è quel premio che garantisce l’equilibrio attuariale tra entrate e uscite dall’assicuratore, cioè tra premi e risarcimenti:

$$P^* = \frac{E_i(X)}{\delta(\cdot)}$$

dove: $E_i(X)$ è l’esborso atteso dell’assicuratore, cioè il “costo medio sinistri”, per ogni classe i .

3. COEFFICIENTE MEDIO RELATIVO STAZIONARIO DI PREMIO¹³: rappresenta il grado di distribuzione degli assicurati tra le classi:

$$RSAL = \frac{\delta(\cdot) - \delta(i \min)}{\delta(S) - \delta(i \min)}$$

dove: $\delta(i \min)$ è il coefficiente di premio associato alla classe di massimo bonus;

$\delta(S)$ è il coefficiente di premio associato alla classe di massimo malus.

¹³ Indicato con RSAL dalla denominazione inglese: Relative Stationary Average Level.

Un valore basso di tale indicatore rivela un elevato raggruppamento degli assicurati nelle classi inferiori, cioè in quelle di bonus; un valore basso indica una buona distribuzione degli assicurati tra le classi¹⁴.

Prima di procedere con il calcolo di questi coefficienti è necessario modificare la tabella 3.5 per adattarla a quei sistemi che prevedono classi di super-bonus e/o di super-malus; in particolare si procederà nel seguente modo:

- per: FONDIARIA-SAI, ASSITALIA, WINTERTHUR ASSICURAZIONI, SARA ASSICURAZIONI, che si servono di 18 classi, verrà utilizzata la tabella 3.5;
- per: COMPAGNIA DI ASSICURAZIONI MILANO, che presenta un totale di 22 classi, verrà utilizzata la tabella 3.6:

CLASSI i	B4	B3	B2	B1	1	2	3	4	5	6	7
	2,14	3,21	8,04	10,72	16,08	4,65	5,99	3,97	4,59	4,61	3,84
CLASSI i	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
	4,21	4,18	3,65	3,76	4,11	4,56	5,40	0,44	0,20	0,05	0,06

Tabella 3.6: Distribuzione dei veicoli in ogni classe per sistema a 22 classi.

- per: AXA ASSICURAZIONI, BPB ASSICURAZIONI, DIALOGO ASSICURAZIONI, che presentano 23 classi, verrà utilizzata la tabella 3.7:

CLASSI i	1e	1d	1c	1b	1a	1	2	3	4	5	6	7
	1,60	3,23	5,92	7,15	9,87	12,42	4,65	5,99	3,97	4,59	4,61	3,84
CLASSI i	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	
	4,21	4,18	3,65	3,76	4,11	4,56	5,40	0,44	0,20	0,05	0,06	

Tabella 3.7: Distribuzione dei veicoli in ogni classe per sistema a 23 classi.

¹⁴ Per “buona distribuzione degli assicurati tra le classi” si intende il fatto che ogni assicurato sia posizionato nella classe di bonus-malus che gli compete, dopo avergli associato il giusto valore di λ , inteso come sinistrosità personale.

- per: COMPAGNIA DI ASSICURAZIONI UNIPOL, con 25 classi, verrà utilizzata la tabella 3.8:

CLASSI i	1h	1g	1f	1e	1d	1c	1b	1a	2	3	4	5	6
	0,88	1,4	2,28	3,6	5,77	7,9	8,4	10	4,65	5,99	3,97	4,59	4,61
CLASSI i	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	
	3,84	4,21	4,18	3,65	3,76	4,11	4,56	5,40	0,44	0,20	0,05	0,06	

Tabella 3.8: Distribuzione dei veicoli in ogni classe per sistema a 25 classi.

- per: RIUNIONE ADRIATICA DI SICURTA', con 28 classi, verrà utilizzata la tabella 3.9:

CLASSI i	lj	li	1h	1g	1f	1e	1d	1c	1b	1a
	0,23	0,96	1,78	2,23	3,11	3,55	4,06	4,82	5,89	6,42
CLASSI i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	7,14	4,65	5,99	3,97	4,59	4,61	3,84	4,21	4,18	3,65
CLASSI i	11	12	13	14	15	16	17	18		
	3,76	4,11	4,56	5,40	0,44	0,20	0,05	0,06		

Tabella 3.9: Distribuzione dei veicoli in ogni classe per sistema a 28 classi.

- per: LLOYD ADRIATICO, che presenta 9 classi di super-bonus e 5 di super-malus, verrà utilizzata la tabella 3.10:

CLASSI i	li	1h	1g	1f	1e	1d	1c	1b	1a	1	2
	0,61	1,02	1,74	2,89	3,62	4,45	5,23	6,05	6,93	7,65	4,65
CLASSI i	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
	5,99	3,97	4,59	4,61	3,84	4,21	4,18	3,65	3,76	4,11	4,56
CLASSI i	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	
	5,40	0,44	0,20	0,05	0,0008	0,0010	0,0060	0,0080	0,0120	0,0338	

Tabella 3.10: Distribuzione dei veicoli in ogni classe per sistema a 32 classi.

- per: ASSICURAZIONI GENERALI, con 10 classi di super-bonus e 5 di super-malus, verrà utilizzata la tabella 3.11:

CLASSI i	1j	1i	1h	1g	1f	1e	1d	1c	1b	1a	1
	0,23	0,96	1,78	2,23	3,11	3,55	4,06	4,82	5,89	6,42	7,14
CLASSI i	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	4,65	5,99	3,97	4,59	4,61	3,84	4,21	4,18	3,65	3,76	4,11
CLASSI i	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23
	4,56	5,40	0,44	0,20	0,05	0,0008	0,0010	0,0060	0,0080	0,0120	0,0338

Tabella 3.11: Distribuzione dei veicoli in ogni classe per sistema a 33 classi.

La modifica delle frequenze per le classi di super-bonus è stata fatta in modo tale da determinare valori decrescenti, la cui somma fosse sempre uguale a 40.19, frequenza della classe 1 per il sistema ministeriale; per le classi di super-malus, invece, le frequenze delle classi aggiuntive sono crescenti, in base alle regole evolutive di ciascun sistema; anche per queste la somma è sempre uguale a 0,06, valore della classe 18 nel sistema ministeriale.

Le classi di super-bonus sono state denominate secondo una nomenclatura omogenea per tutte le strutture, per uniformare quei sistemi con caratteristiche simili.

I risultati dei calcoli sono presentati nella tabella 3.12, in cui è stato inserito anche il rapporto $z_{i \min, S} = \frac{\delta(S)}{\delta(i \min)}$, che indica il grado di penalizzazione del sistema:

	$\delta(\cdot)$	P^*	$RSAL$	$z_{i \min, S}$
FONDIARIA-SAI	0,6523	4908,4241	0,1015	4,0000
ASSITALIA	0,6523	4908,4241	0,1015	4,0000
DIRECT LINE	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
WINTERTHUR ASSICURAZIONI	0,6523	4908,4241	0,1015	4,0000
SARA ASSICURAZIONI	0,6627	4830,7397	0,0814	5,0000
ASSICURAZIONI UNIPOL	0,5714	5602,9568	0,0983	6,2393
AXA ASSICURAZIONI	0,6601	4850,0802	0,0641	5,9940
ASSICURAZIONI MILANO	0,6358	5035,1978	0,1064	6,9231
DIALOGO ASSICURAZIONI	0,6317	5068,2294	0,1085	7,1050
BPB ASSICURAZIONI	0,6319	5066,2108	0,0962	7,8950
RIUNIONE ADRIATICA SICURTA'	0,6381	5017,1362	0,1134	6,2500
LLOYD ADRIATICO	0,6332	5056,3095	0,0897	7,5000
ASSICURAZIONI GENERALI	0,5927	5401,8696	0,0741	7,5000
GENIALLOYD	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
ASSICURAZIONI LINEAR	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.

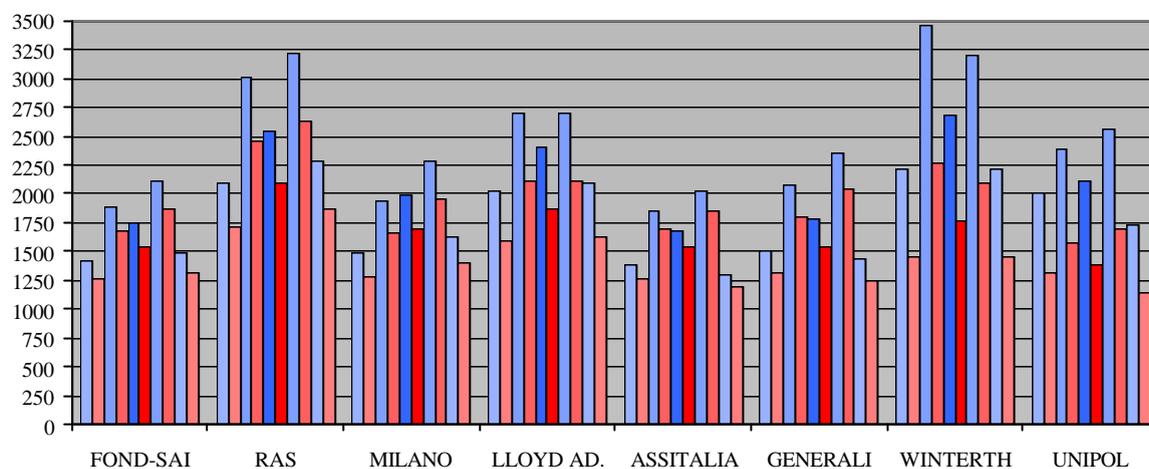
Tabella 3.12: Indici di valutazione dei sistemi Bonus-Malus.

3.2.5: I premi: considerazioni preliminari

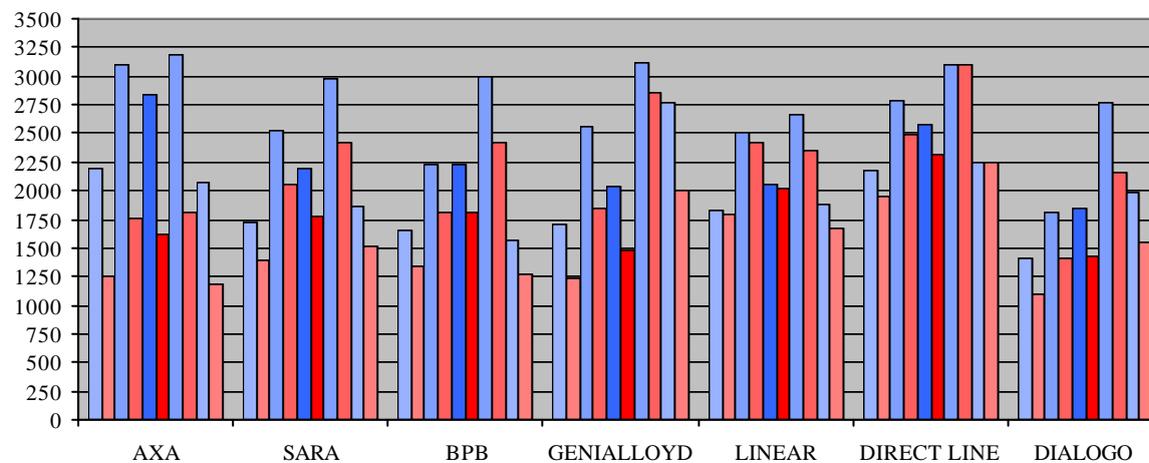
In questo paragrafo vengono presentati i premi calcolati per ogni compagnia in esame sui sei profili riguardanti gli autoveicoli esposti all'Art.1, Comma 4 della Legge 5 marzo 2001; il calcolo è stato effettuato anche su soggetti di sesso femminile – i profili ministeriali prevedono solamente soggetti di sesso maschile – e su cinque province italiane: Milano, Bologna, Roma, Napoli e Palermo. Le tabelle complete di tutti i risultati sono consultabili nell'Appendice A in calce al presente capitolo.

Si presentano di seguito i grafici relativi ai risultati ottenuti, suddivisi per profilo, in cui sono immediatamente effettuabili i confronti tra le varie imprese; in tali grafici il colore blu identifica un premio relativo ad un soggetto maschile, mentre il colore rosso identifica quello relativo ad un soggetto femminile; le coppie si riferiscono nell'ordine alle province di Milano, Bologna, Roma, Napoli e Palermo.

PROFILO A

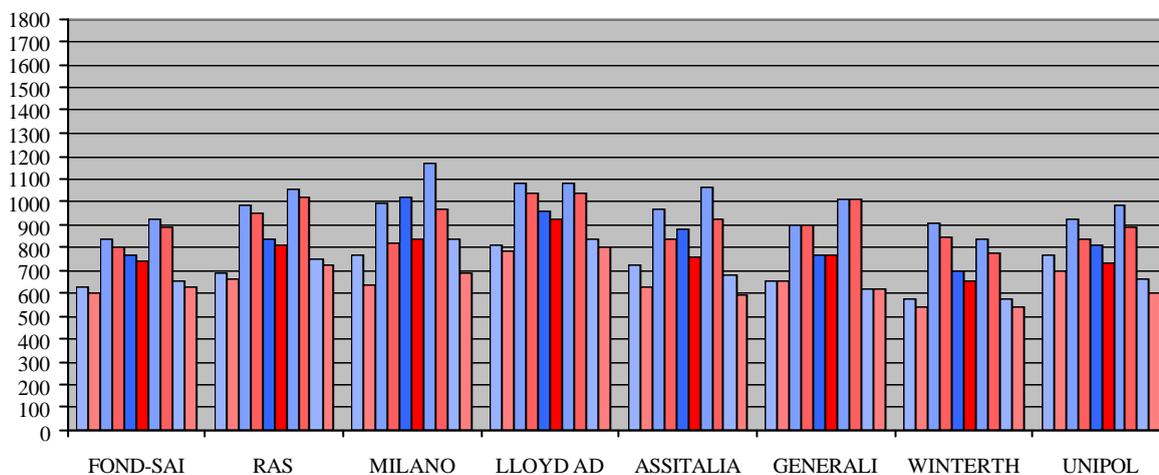


PROFILO A

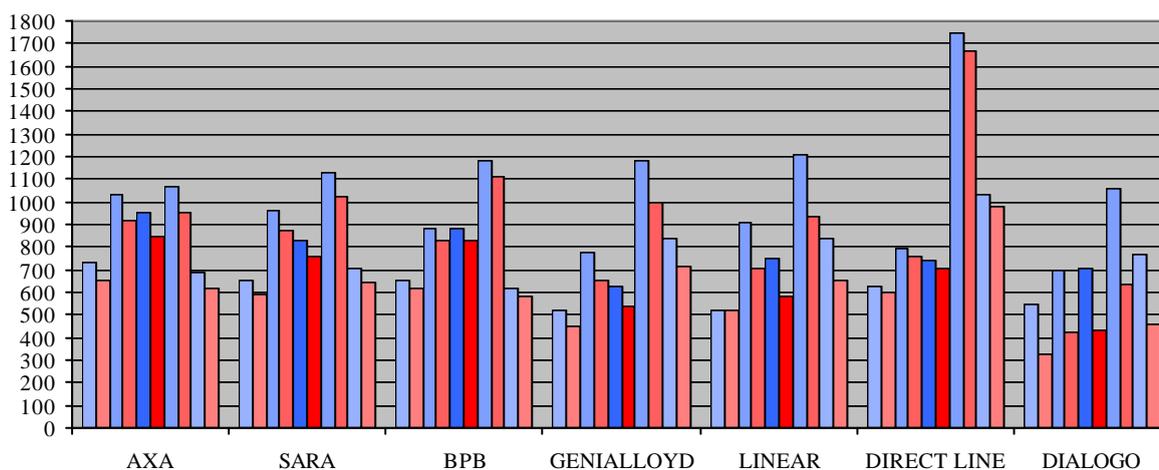


Per questo profilo il premio massimo è di 3.465 € per un maschio residente a Bologna, assicurato con Winterthur; il premio minimo è di 1.104 € per una femmina residente a Milano, assicurata con Dialogo. Quasi tutte le imprese riconoscono, per questo profilo, premi minori – a parità di condizioni – alle assicurate donne, che godono di uno sconto fino al 43% circa con Axa; unica eccezione è rappresentata da Direct Line che non prevede sconto per le residenti di Napoli e Palermo.

PROFILO B

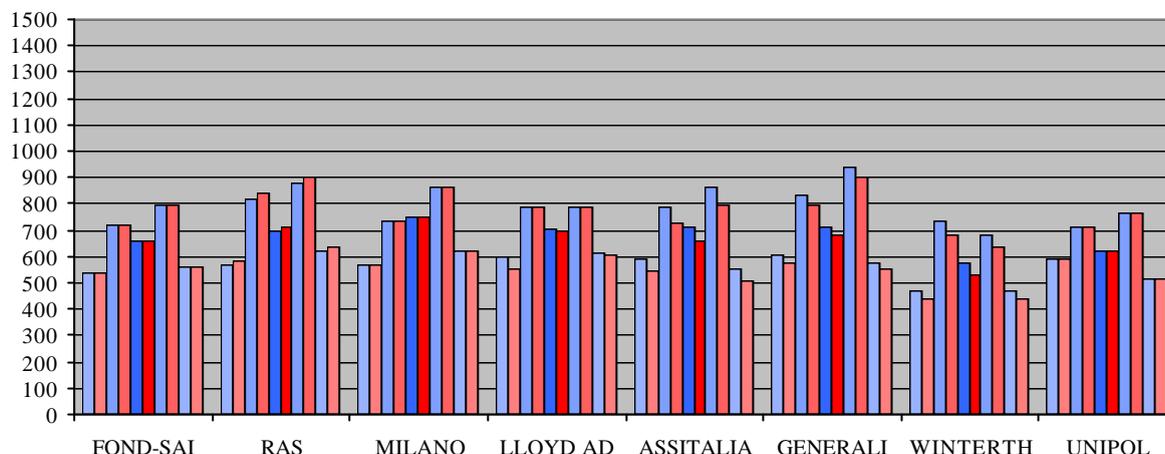


PROFILO B

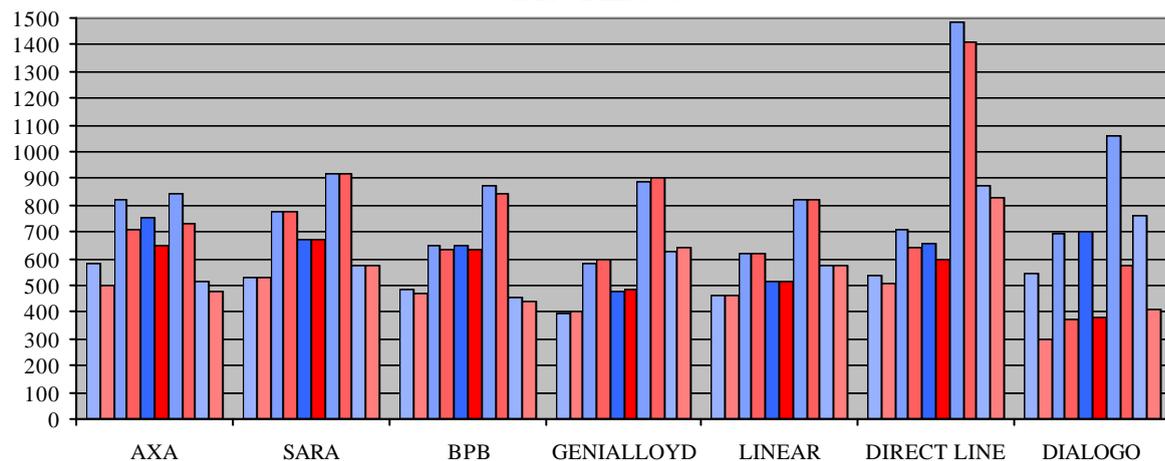


Come si può notare immediatamente dal grafico, Direct Line propone dei premi molto maggiori rispetto alla media per gli assicurati residenti a Napoli (1.731 € per i maschi; 1.667 € per le femmine); il premio minore è proposto ancora da Dialogo, che per una assicurata donna residente a Milano chiede 330 €. Le differenze tra premi per maschi e premi per femmine in questo profilo risultano meno marcate rispetto al profilo precedente: Dialogo presenta sconti intorno al 39%, contro una media che si aggira al di sotto dell'1%; Generali, infine, non prevede personalizzazioni in base al sesso in questo profilo.

PROFILO C

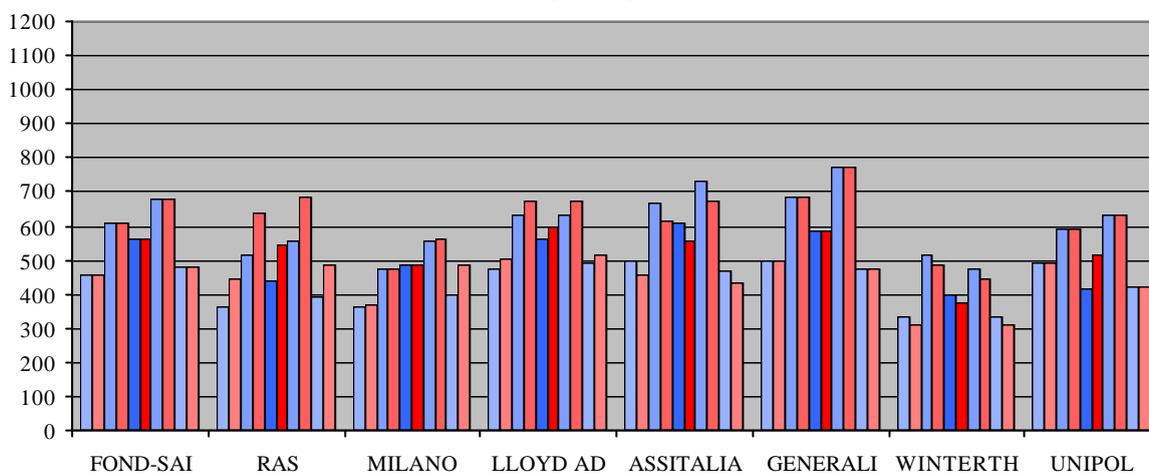


PROFILO C

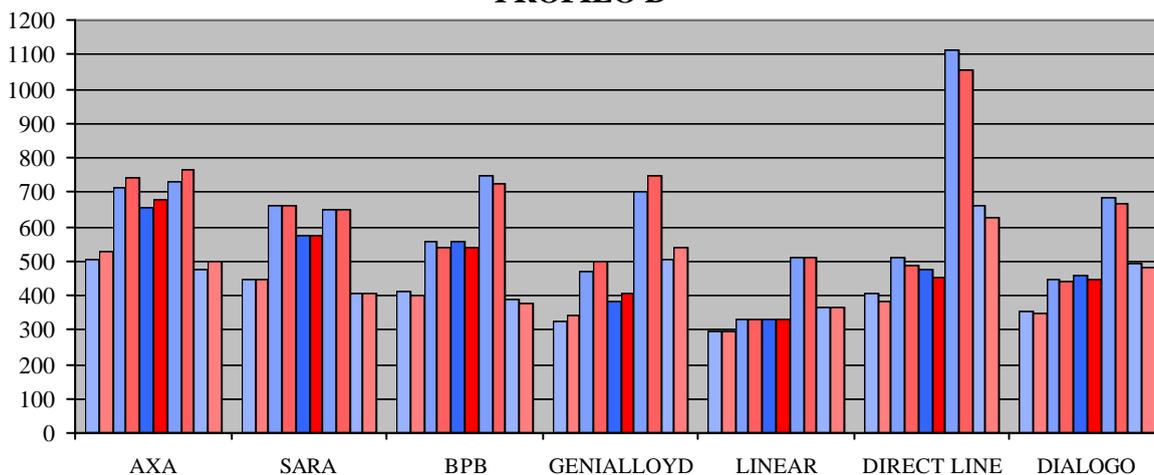


Anche per questo profilo Direct Line presenta dei premi molto più elevati rispetto alla media per la provincia di Napoli: il premio massimo è quindi di 1.486 € in corrispondenza dell'assicurato maschio; per quanto riguarda il premio minimo, questo è ancora proposto da Dialogo in corrispondenza di un assicurato donna residente a Milano: 296 €. Le differenze di premio tra maschi e femmine sono ancora meno marcate e sono ben cinque le imprese che non distinguono il premio in base al sesso; RAS e Genialloyd fanno pagare addirittura un premio leggermente maggiore alle donne. Dialogo si dimostra in questo ambito ancora in controtendenza: le assicurate di sesso femminile godono di sconti che si aggirano intorno al 46%.

PROFILO D

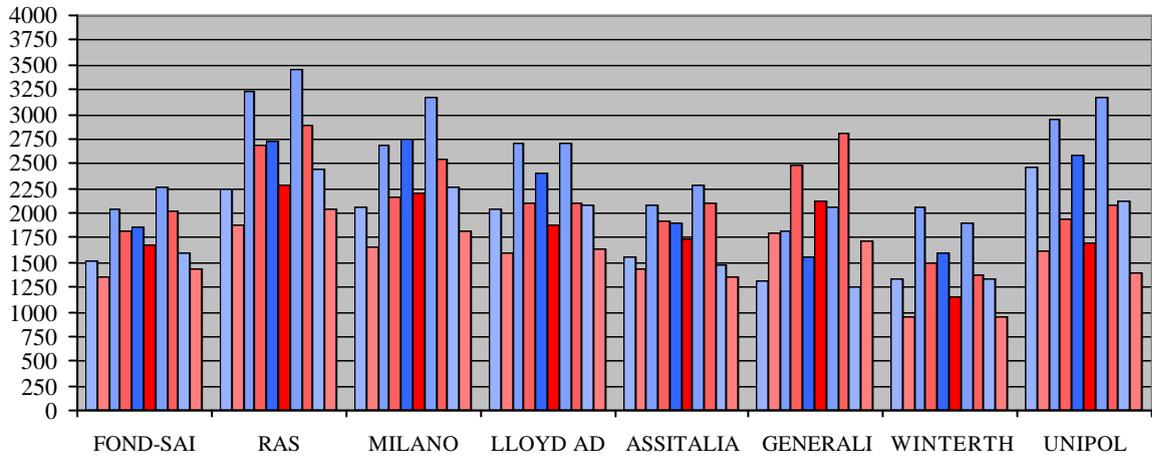


PROFILO D

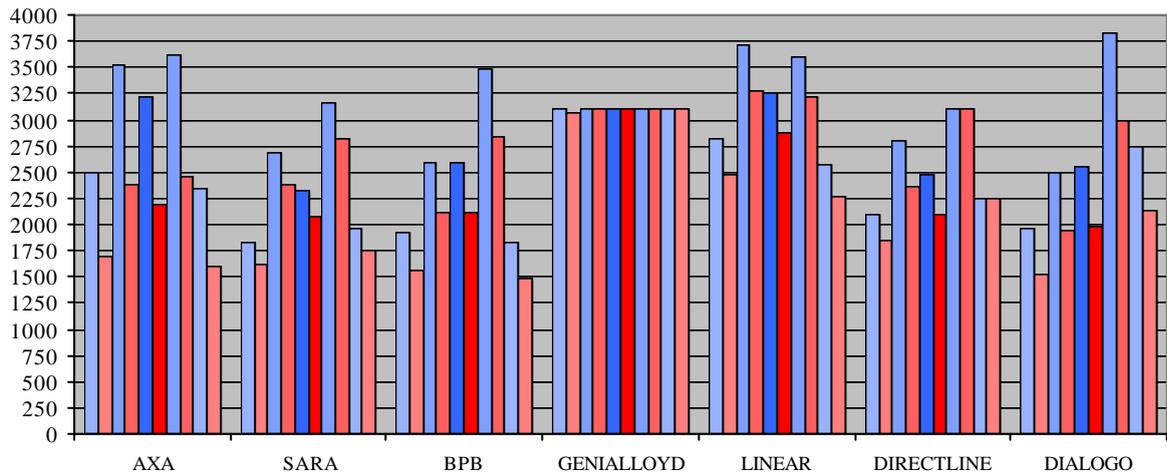


E' ancora Direct Line a proporre il premio maggiore all'assicurato maschio residente a Napoli: 1.115 € il premio minore, invece, per questo profilo è proposto da Linear che in questo caso non fa distinzioni tra maschi e femmine: il premio è di 297 € per i residenti a Milano. Col progredire dell'età alcune compagnie fanno pagare premi più cari alle donne, rispetto agli uomini: sono cinque le imprese che adottano questa strategia di personalizzazione, tra queste RAS propone sconti ai maschi addirittura del 19% rispetto alle tariffe delle femmine; sono sempre cinque le compagnie che non fanno distinzioni tra i due sessi. Anche Dialogo in questo caso propone delle tariffe molto simili tra maschi e femmine.

PROFILO E

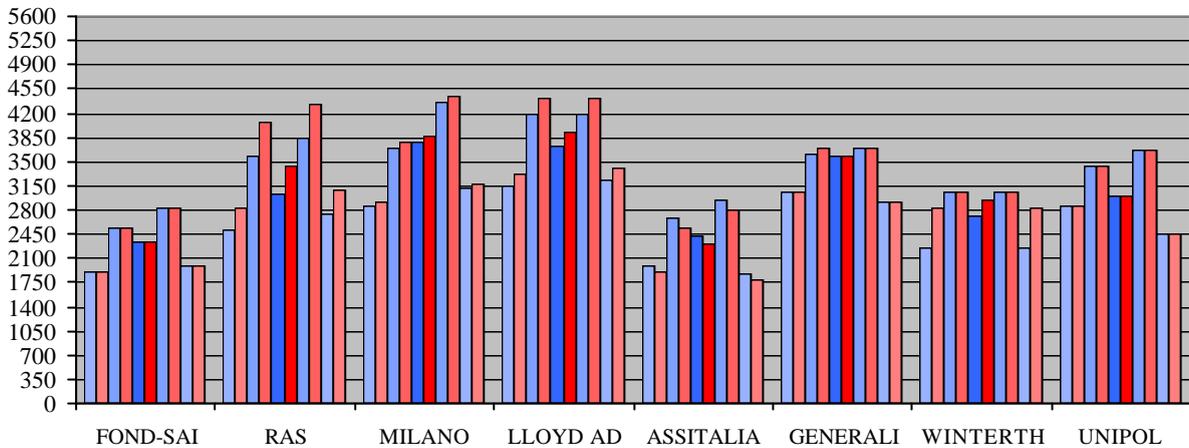


PROFILO E

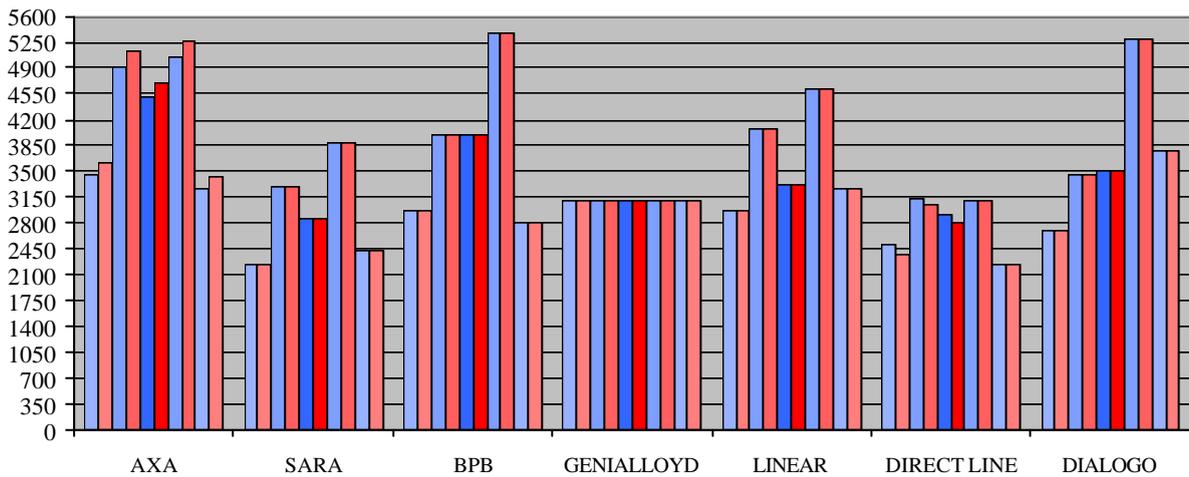


Data la giovane età dell'assicurato di questo profilo, le differenze tra uomini e donne sono ancora evidenti in quasi tutte le compagnie; uniche eccezioni sono rappresentate da Generali – che addirittura propone premi maggiori per le donne – e Genialloyd – che propone un unico premio per maschi e femmine di ogni città, tranne che per Milano – . Il premio maggiore si ha in corrispondenza di un guidatore maschio, residente a Napoli, assicurato con Dialogo: 3.834 € quello minore si ha per una guidatrice femmina, residente a Milano o Palermo, assicurata con Winterthur: 959 €

PROFILO F



PROFILO F



L'età dell'assicurato per questo profilo è di 45 anni: sono 7 le compagnie che applicano lo stesso premio per maschi e femmine; 6 imprese, invece, propongono premi più alti per le donne, mentre le restanti 2 agiscono al contrario. Il premio massimo viene richiesto al guidatore residente a Napoli, assicurato con la BPB: 5.367 € il premio più basso viene richiesto ad una donna residente a Palermo, assicurata con Assitalia: 1.788 €

3.2.6: I premi: alcuni indicatori sintetici

L'analisi prosegue in questo paragrafo con la presentazione dei premi medi: questi sono stati calcolati per l'intero campione, per ciascuno dei sei profili, per ognuna delle cinque città considerate, e per il sesso maschile e quello femminile; all'interno di queste quattro classi è stato calcolato il premio medio "generale" e il premio medio di ciascuna impresa in modo da poter effettuare delle comparazioni significative.

I premi medi "generali" sono stati calcolati come media ponderata dei premi, considerando come pesi le quote di mercato delle compagnie in esame, il rapporto tra popolazione femminile e maschile in Italia, il numero di abitanti delle 5 città, il numero di persone aventi in Italia le 6 diverse età caratterizzanti i profili.

Per quanto riguarda le quote di mercato detenute dalle 15 imprese considerate, si è dovuto procedere ad un calcolo di adattamento delle stesse: attraverso la semplice proporzione

$$q_j : 57,99 = q_{j \text{ NEW}} : 100,00$$

sostituendo a q_j la quota di mercato di ogni compagnia e procedendo al calcolo, è stata trovata la nuova quota di mercato di ogni impresa – $q_{j \text{ NEW}}$ –, come se le 15 compagnie costituissero da sole l'intero mercato.

La tabella 3.14 riporta le quote di mercato, originarie e "nuove", di ogni compagnia:

IMPRESA j	q_j	q_jNEW
FONDIARIA-SAI	13,01	22,4349
RAS	8,09	13,9507
COMP. ASS.NI MILANO	5,81	10,0190
LLOYD ADRIATICO	4,98	8,5877
ASSITALIA	4,86	8,3808
ASS.NI GENERALI	4,43	7,6392
WINTERTHUR	4,19	7,2254
COMP. ASS.NI UNIPOL	3,84	6,6218
AXA ASS.NI	3,39	5,8458
SARA ASS.NI	3,37	5,8113
BPB ASS.NI	0,58	1,0002
GENIALLOYD	0,54	0,9312
COMP. ASS.NI LINEAR	0,48	0,8277
DIRECT LINE	0,39	0,6725
DIALOGO ASS.NI	0,03	0,0517
TOTALE	57,99	100,0000

Tab.3.14: Quote di mercato delle imprese considerate

Il peso relativo alla caratteristica “sesso” è invece stato calcolato facendo riferimento alla statistica ISTAT sulla popolazione italiana alla data di settembre 2002:

$$s_i = \begin{cases} 0,486 & \text{se } i = \text{maschio} \\ 0,514 & \text{se } i = \text{femmina.} \end{cases}$$

Gli abitanti delle città in esame sono stati desunti da una statistica ISTAT del gennaio 2002; nella tabella 3.15 vengono riportate le percentuali di peso delle stesse:

	POPOLAZIONE	c_n
MI	1.253.503	0,22
BO	370.363	0,06
ROMA	2.454.860	0,43
NA	1.004.577	0,17
PA	686.045	0,12
TOTALE	5.769.348	1,00

Tab. 3.15: Popolazione delle città considerate

Per pesare i diversi profili si è presa in considerazione la statistica ISTAT sulla popolazione italiana alla data del 1 gennaio 2001, suddivisa per età:

PROFILO	ETA'	p_m
PROF. A	18 anni	0,130528
PROF. B	28 anni	0,186352
PROF. C	35 anni	0,202653
PROF. D	40 anni	0,178616
PROF. E	21 anni	0,139436
PROF. F	45 anni	0,162414

Tab. 3.16: Peso percentuale dei sei profili divisi per età

I premi medi

Si riportano di seguito le formule utilizzate nel calcolo dei premi medi; si tengano presenti le seguenti notazioni:

- $q_j = q_{j\text{NEW}} =$ quota di mercato della j-esima impresa;
- $s_i =$ peso di ogni premio relativamente al sesso;
i = maschio, femmina;
- $c_n =$ peso di ogni premio relativamente alla città;
n = Milano, Bologna, Roma, Napoli, Palermo;
- $p_m =$ peso di ogni premio relativamente al profilo (età);
m = profilo A, B, C, D, E, F.

$$\bar{P}_{\text{MERC}} = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^{15} \sum_{n=1}^5 \sum_{m=1}^6 P_{i,j,n,m} s_i q_j c_n p_m \quad (1 \text{ valore})$$

= premio medio generale su tutto il mercato

$$\bar{P}_{\text{COMP } j} = \sum_{i=1}^2 \sum_{n=1}^5 \sum_{m=1}^6 P_{i,j,n,m} s_i c_n p_m \quad (15 \text{ valori})$$

= premio medio per la j-esima compagnia su tutto il mercato

$$\bar{P}_{\text{PROF } m} = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^{15} \sum_{n=1}^5 P_{i,j,n,m} s_i q_j c_n \quad (6 \text{ valori})$$

= premio medio generale dell' m-esimo profilo

m = A, B, C, D, E, F.

$$\bar{P}_{\text{PROF } m, \text{COMP } j} = \sum_{i=1}^2 \sum_{n=1}^5 P_{i,j,n,m} s_i c_n \quad (6 \times 15 \text{ valori})$$

= premio medio per la j-esima impresa sull' m-esimo profilo

$$\bar{P}_{\text{CITTA}'n} = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^{15} \sum_{m=1}^6 P_{i,j,n,m} S_i q_j P_m \quad (5 \text{ valori})$$

= premio medio generale della n-esima città

n = MI, BO, ROMA, NA, PA

$$\bar{P}_{\text{CITTA}'n, \text{COMP } j} = \sum_{i=1}^2 \sum_{m=1}^6 P_{i,j,n,m} S_i P_m \quad (5 \times 15 \text{ valori})$$

= premio medio per la j-esima impresa sulla n-esima città

$$\bar{P}_{\text{SESSO } i} = \sum_{j=1}^{15} \sum_{n=1}^5 \sum_{m=1}^6 P_{i,j,n,m} q_j c_n P_m \quad (2 \text{ valori})$$

= premio medio generale dell'i-esimo sesso

i = MASCHIO, FEMMINA

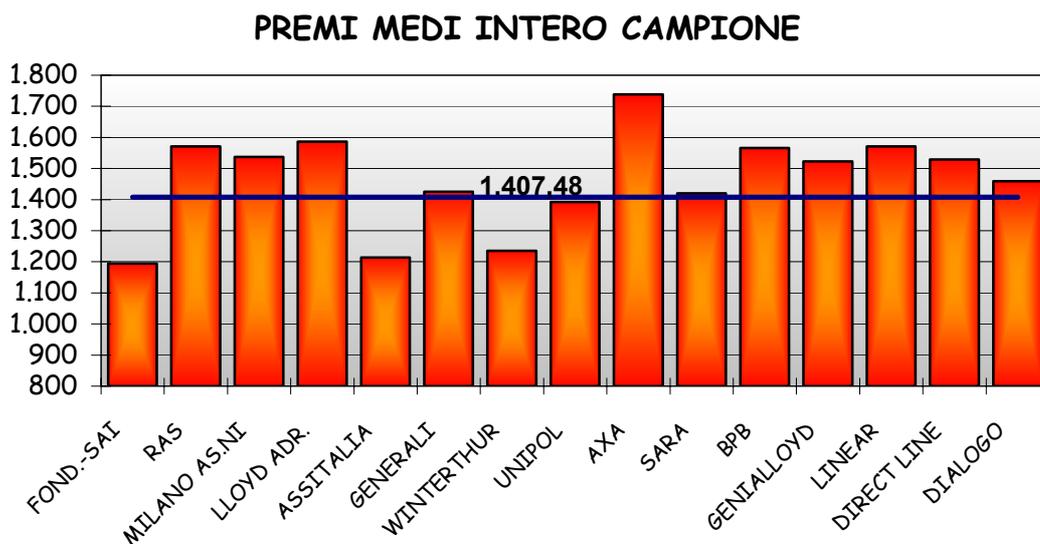
$$\bar{P}_{\text{SESSO } i, \text{COMP } j} = \sum_{n=1}^5 \sum_{m=1}^6 P_{i,j,n,m} c_n P_m \quad (2 \times 15 \text{ valori})$$

= premio medio per la j-esima impresa sull'i-esimo sesso

La tabella relativa ai risultati dei calcoli è inserita nell'APPENDICE B in calce al capitolo; tale tabella comprende i premi medi per le quattro classi (generale, profilo, città sesso), relative al totale e ad ogni compagnia.

Vengono invece presentati di seguito i grafici relativi ai risultati ottenuti: le barre sono relative alle 15 compagnie, mentre la riga orizzontale che le attraversa rappresenta il premio medio "generale" connesso alla categoria considerata; in questo modo risulta immediata una comparazione tra le diverse compagnie, ma soprattutto tra ogni compagnia e il livello medio dei premi.

Di seguito ad ogni grafico compaiono delle semplici ma significative statistiche: il premio medio minimo, quello massimo e il range di variabilità; i primi due indicatori sono immediatamente confrontabili con il premio medio generale, il cui valore viene indicato direttamente nel grafico.



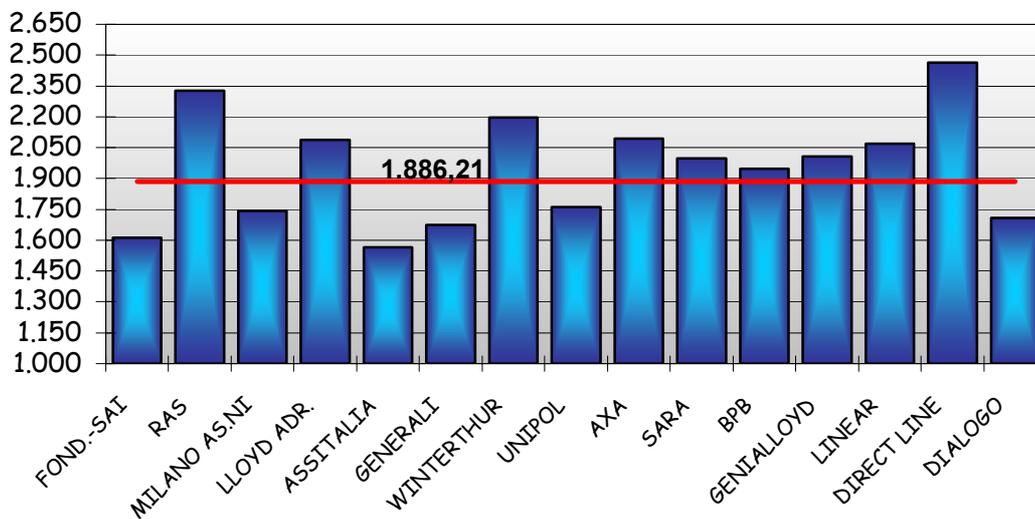
$$\bar{P}_{\text{COMP } j} \text{ MIN} = 1.194,61 \text{ €}$$

$$\bar{P}_{\text{COMP } j} \text{ MAX} = 1.738,15 \text{ €}$$

$$\text{RANGE} = 543,81 \text{ €}$$

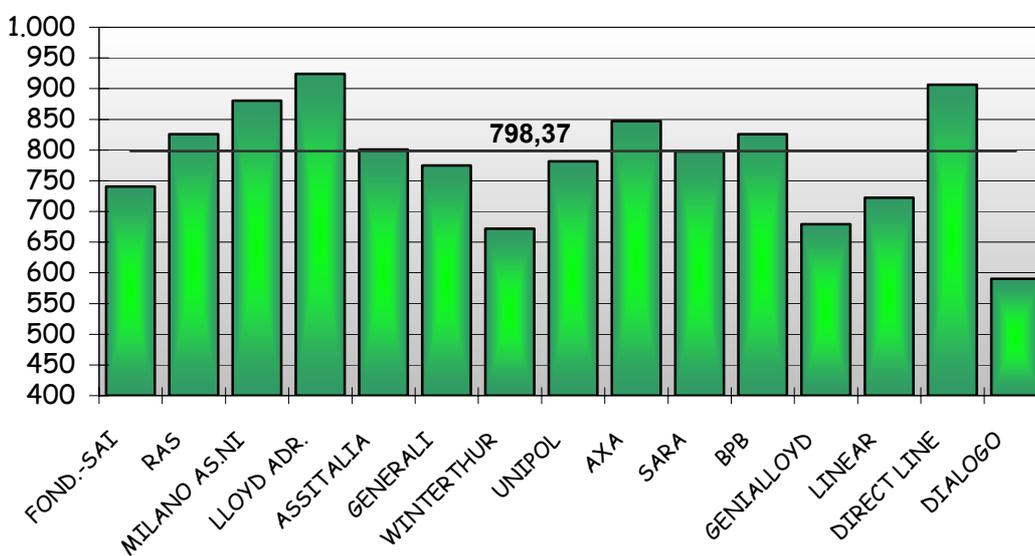
Come si nota dal grafico, ben 11 tra le imprese considerate presentano un premio medio al di sopra della media generale, mentre solamente 4 si trovano al di sotto; questo significa che all'interno del campione in esame risultano avere un peso maggiore quelle compagnie che tendono ad offrire premi minori rispetto alle altre.

PREMI MEDI PROFILO A



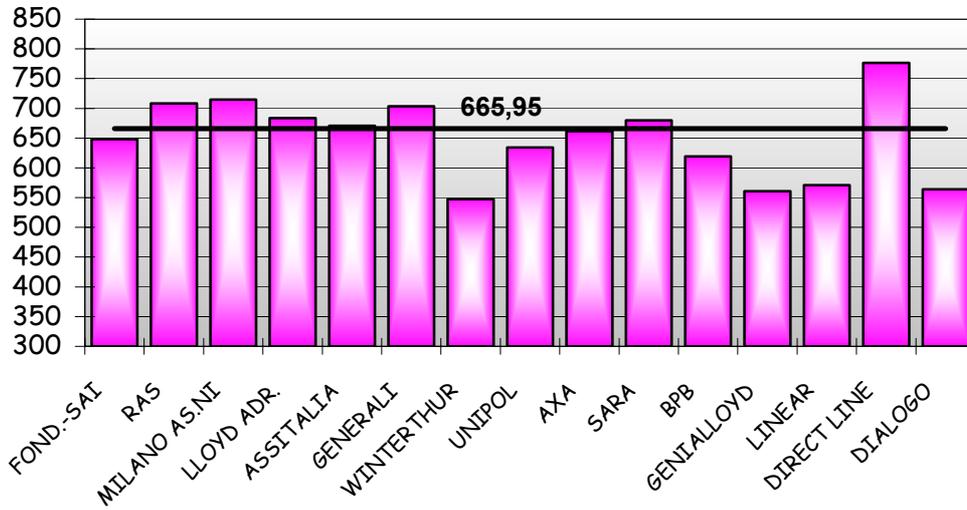
$\bar{P}_{\text{PROF A,COMP } j}$ MIN = 1.566,71 $\bar{P}_{\text{PROF A,COMP } j}$ MAX = 2.462,15 RANGE = 895,44

PREMI MEDI PROFILO B



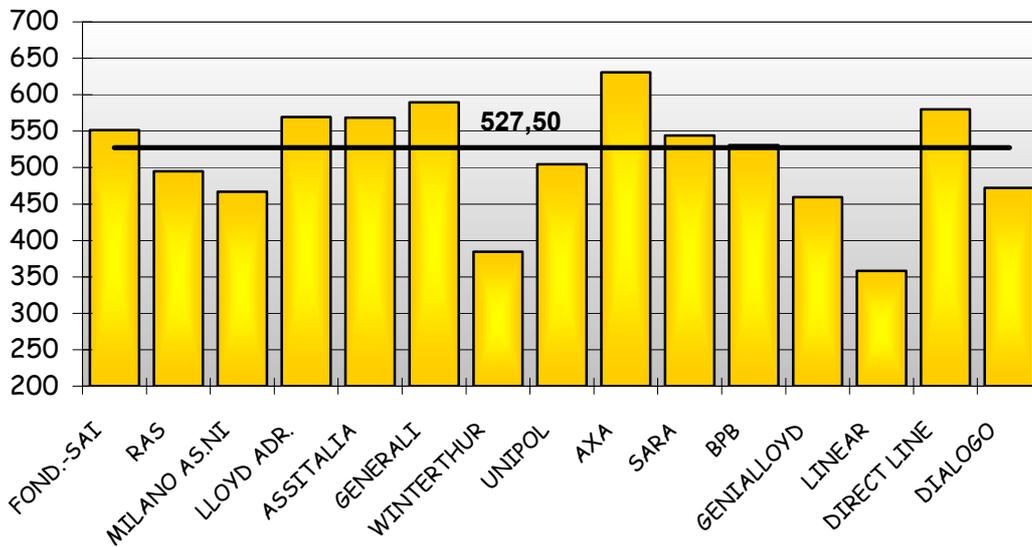
$\bar{P}_{\text{PROF B,COMP } j}$ MIN = 590,15 $\bar{P}_{\text{PROF B,COMP } j}$ MAX = 923,98 RANGE = 333,82

PREMI MEDI PROFILO C



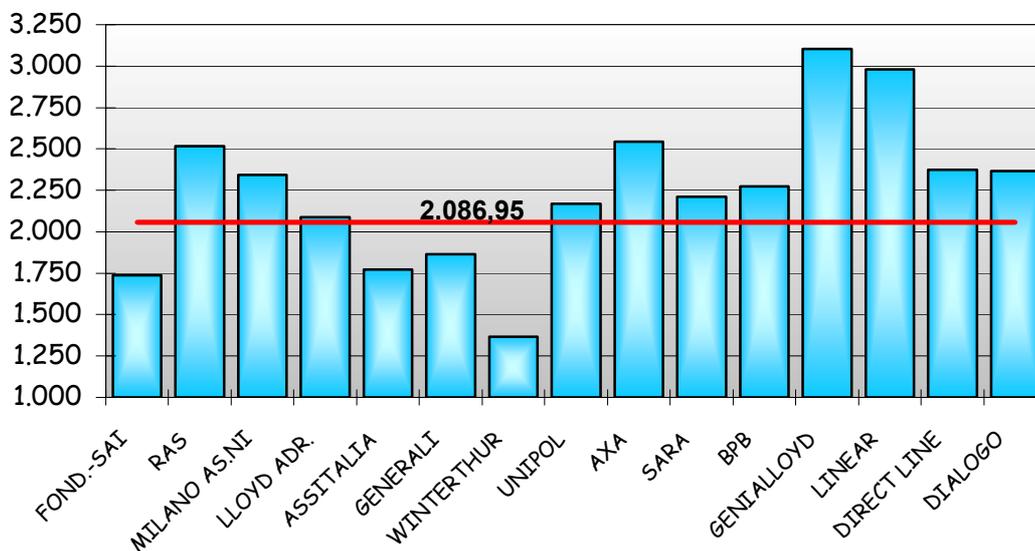
$\bar{P}_{\text{PROF C,COMP } j} \text{ MIN} = 547,40$ $\bar{P}_{\text{PROF C,COMP } j} \text{ MAX} = 776,51$ **RANGE = 229,12**

PREMI MEDI PROFILO D



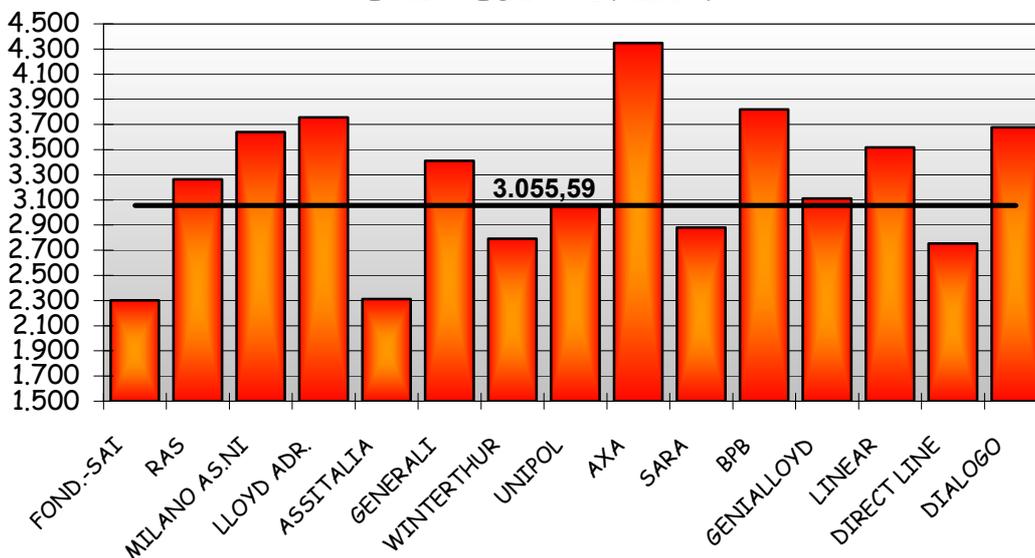
$\bar{P}_{\text{PROF D,COMP } j} \text{ MIN} = 358,04$ $\bar{P}_{\text{PROF D,COMP } j} \text{ MAX} = 630,65$ **RANGE = 272,61**

PREMI MEDI PROFILO E



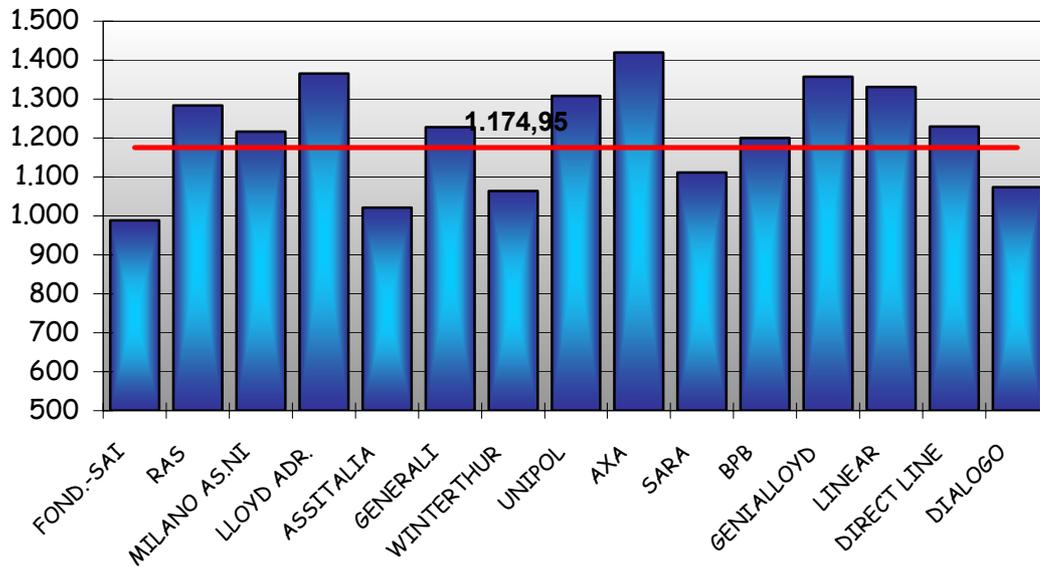
$\bar{P}_{\text{PROF E,COMP } j}$ MIN = 1.364,76 $\bar{P}_{\text{PROF E,COMP } j}$ MAX = 3.105,19 RANGE = 1.740,43

PREMI MEDI PROFILO F



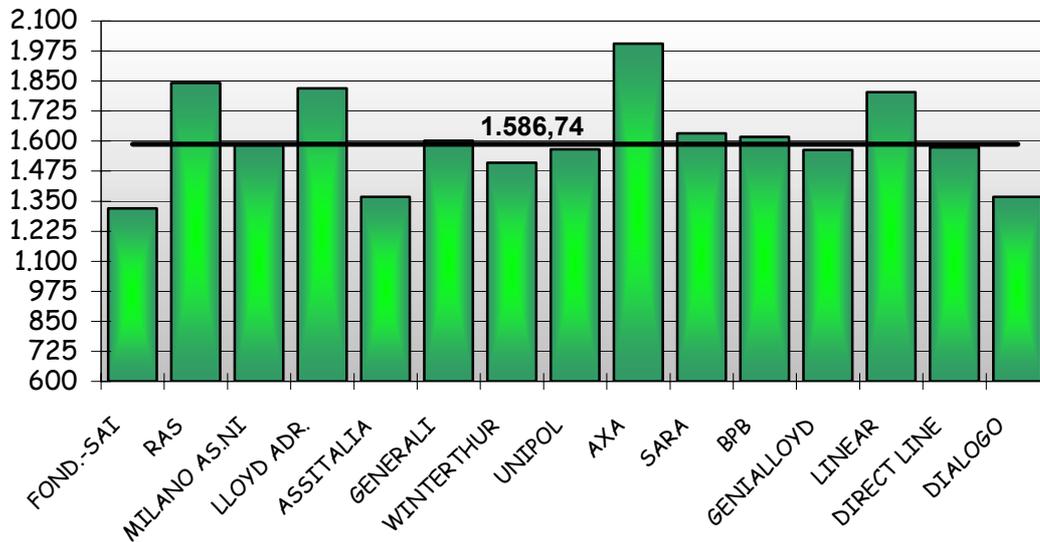
$\bar{P}_{\text{PROF F,COMP } j}$ MIN = 2.302,38 $\bar{P}_{\text{PROF F,COMP } j}$ MAX = 4.347,12 RANGE = 2.044,74

PREMI MEDI MILANO

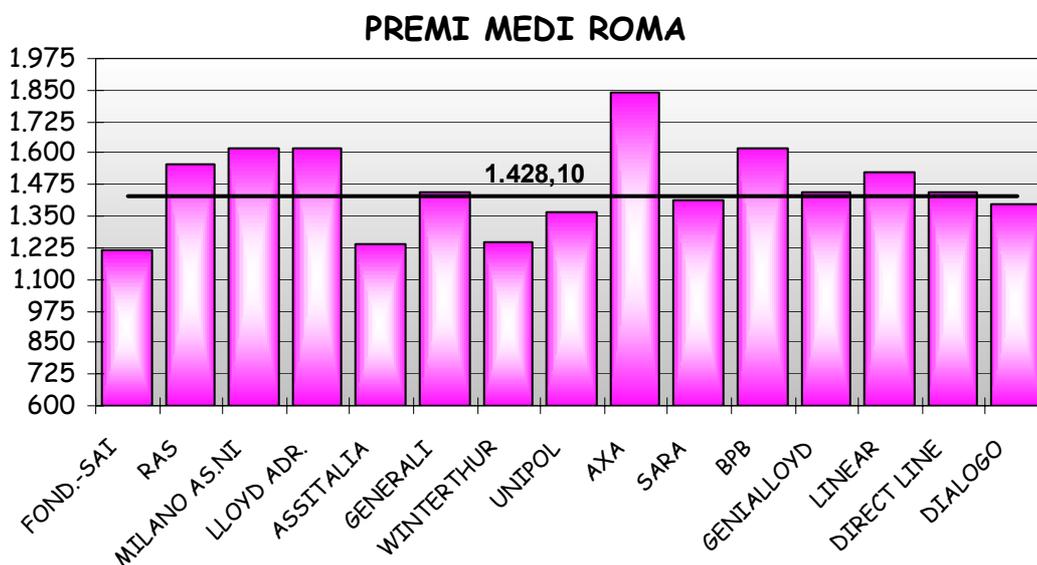


$\bar{P}_{\text{MILANO,COMP } j}$ MIN = 988,85 $\bar{P}_{\text{MILANO,COMP } j}$ MAX = 1.419,10 RANGE = 430,25

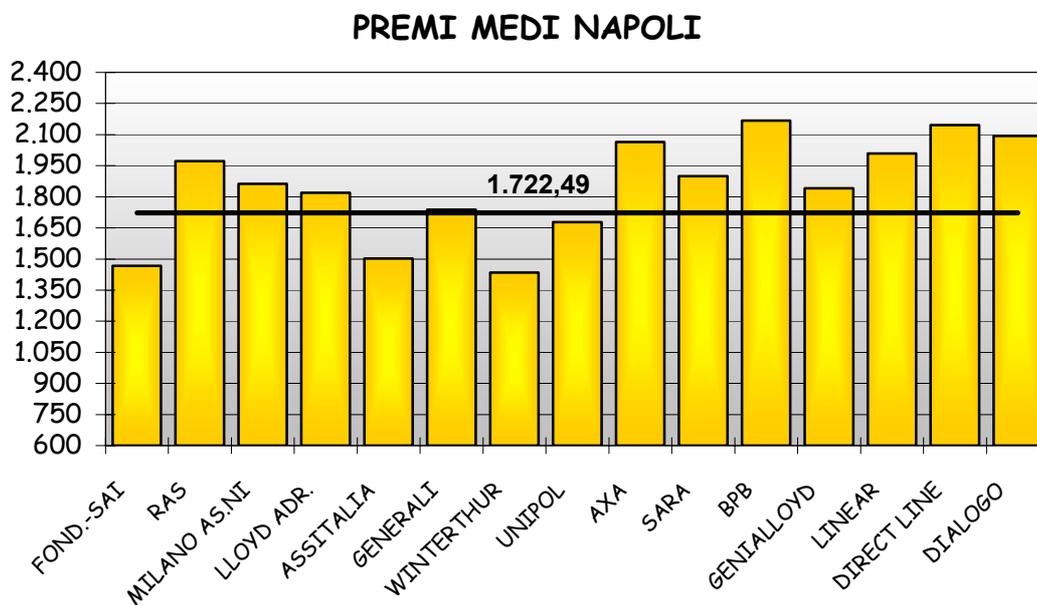
PREMI MEDI BOLOGNA



$\bar{P}_{\text{BOLOGNA,COMP } j}$ MIN = 1.319,84 $\bar{P}_{\text{BOLOGNA,COMP } j}$ MAX = 2.005,84 RANGE = 686,00

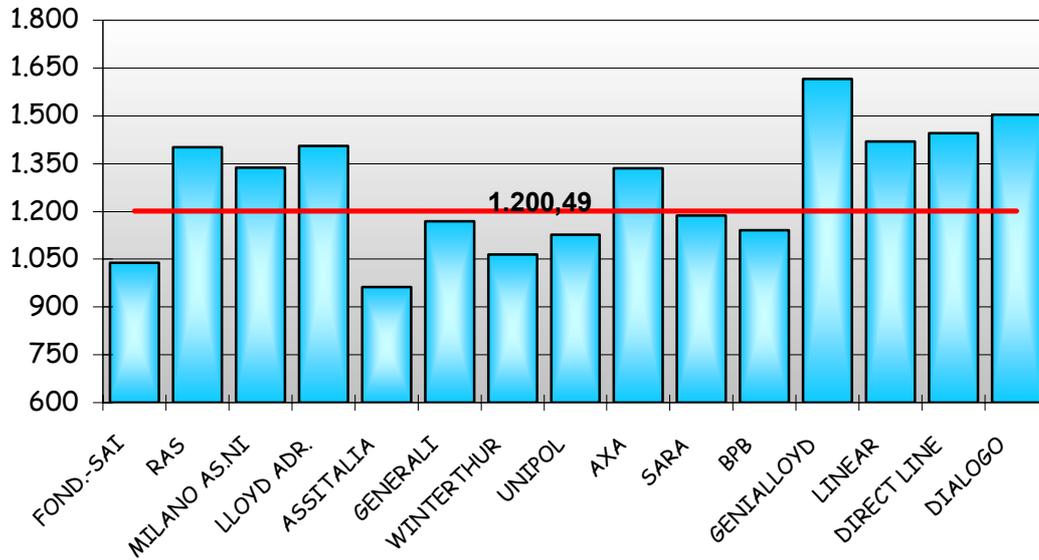


$\bar{P}_{ROMA,COMP_j}$ MIN = 1.212,90 $\bar{P}_{ROMA,COMP_j}$ MAX = 1.840,15 RANGE = 627,25



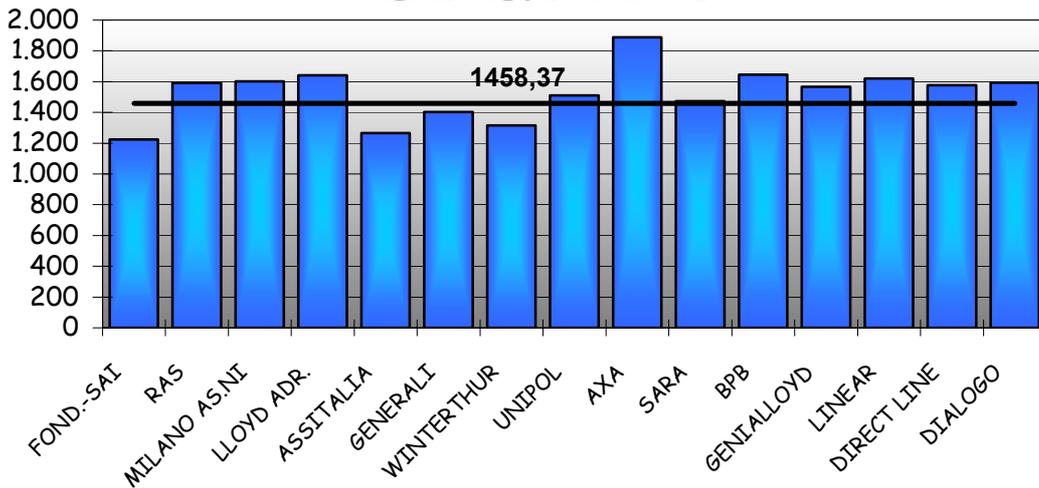
$\bar{P}_{NAPOLI,COMP_j}$ MIN = 1.434,05 $\bar{P}_{NAPOLI,COMP_j}$ MAX = 2.167,80 RANGE = 733,76

PREMI MEDI PALERMO

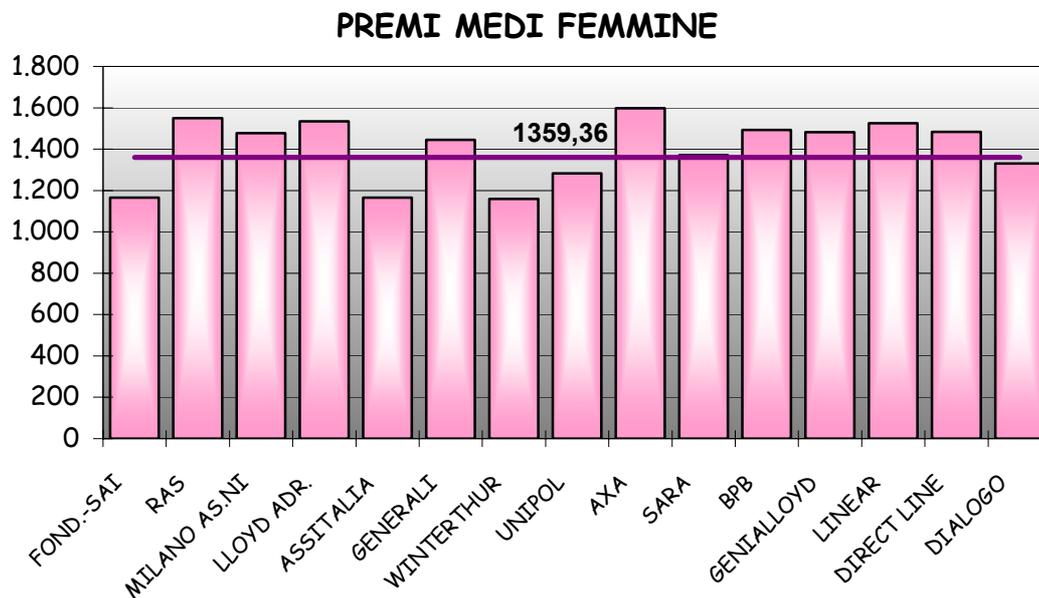


$\bar{P}_{PALERMO,COMP_j}$ MIN = 963,00 $\bar{P}_{PALERMO,COMP_j}$ MAX = 1.615,71 RANGE = 652,72

PREMI MEDI MASCHI



$\bar{P}_{MASCHI,COMP_j}$ MIN = 1.224,61 $\bar{P}_{MASCHI,COMP_j}$ MAX = 1.887,83 RANGE = 663,22



$\bar{P}_{\text{FEMM,COMP } j}$ MIN = 1.158,72 $\bar{P}_{\text{FEMM,COMP } j}$ MAX = 1.597,15 RANGE = 438,43

Si ritiene particolarmente interessante il confronto tra i premi medi praticati dalle imprese appartenenti allo stesso gruppo:

GRUPPO UNIPOL:

	UNIPOL	WINTERTHUR	LINEAR
P TOT	1.392,87	-11,33%	+12,80%
PROFILO A	1.760,59	+24,78%	+17,43%
PROFILO B	781,59	-14,04%	-7,57%
PROFILO C	634,31	-13,70%	-9,95%
PROFILO D	504,36	-23,76%	-29,01%
PROFILO E	2.169,73	-37,10%	+37,42%
PROFILO F	3.055,44	-8,66%	+15,11%
MILANO	1.308,89	-18,66%	+1,76%
BOLOGNA	1.565,62	-3,54%	+15,22%
ROMA	1.366,97	-8,79%	+11,32%
NAPOLI	1.678,56	-14,57%	+19,64%
PALERMO	1.127,41	-5,56%	+25,95%
MASCHIO	1.509,79	-12,84%	+7,28%
FEMM.	1.282,33	-9,64%	+18,95%

Per questo gruppo l'impresa associata maggiore, Winterthur, presenta un decremento generale dei premi medi dell'11,33%: questa società pratica dei premi medi inferiori rispetto alla capogruppo per ogni categoria, ad eccezione del profilo A, nel quale la penalizzazione per il diciottenne al primo anno di assicurazione è ben del 24,78%, sempre rispetto all'impresa 1. Particolare risulta invece la situazione dell'impresa telefonica/internet, Linear: questa presenta dei premi medi sempre più alti rispetto alla capogruppo, ad eccezione dei profili B, C, e D, quelli con le situazioni più "favorevoli", quelle, cioè, nelle quali l'assicurato si trova in classi di rischio molto basse. Potrebbe trattarsi di una vera e propria politica di selezione dei rischi.

Nel GRUPPO ALLIANZ la situazione appare differente: l'impresa associata maggiore, Lloyd Adriatico, si mantiene abbastanza in linea con i premi medi della capogruppo, RAS, (incremento dello 0,1%), mentre la compagnia telefonica/internet, Genialloyd, presenta sempre degli sconti rispetto alla capogruppo, ad eccezione per il profilo E e le città di Milano e Palermo.

GRUPPO ALLIANZ:

	RAS	LLOYD ADRIATICO	GENIALLOYD
P TOT	1.570,67	+0,10%	-3,07%
PROFILO A	2.327,29	-10,24%	-13,78%
PROFILO B	825,96	+11,88%	-17,77%
PROFILO C	708,55	-3,50%	-20,86%
PROFILO D	495,10	+15,05%	-7,24%
PROFILO E	2.514,91	-16,94%	+23,47%
PROFILO F	3.265,04	+15,02%	-4,72%
MILANO	1.282,90	+6,50%	+5,79%
BOLOGNA	1.841,79	-1,21%	-15,11%
ROMA	1.559,85	+3,77%	-7,42%
NAPOLI	1.972,21	-7,74%	-6,66%
PALERMO	1.400,86	+0,36%	+15,34%
MASCHIO	1.592,16	+3,13%	-1,68%
FEMM.	1.550,35	-1,07%	-4,43%

GRUPPO GENERALI:

	GENERALI	ASSITALIA
P TOT	1.424,86	-14,83%
PROFILO A	1.673,27	-6,37%
PROFILO B	774,77	+3,35%
PROFILO C	703,26	-4,58%
PROFILO D	589,61	-3,55%
PROFILO E	1.865,27	-5,05%
PROFILO F	3.411,95	-32,26%
MILANO	1.227,06	-16,76%
BOLOGNA	1.602,25	-14,65%
ROMA	1.442,92	-14,05%
NAPOLI	1.737,33	-13,50%
PALERMO	1.168,30	-17,57%
MASCHIO	1.403,11	-9,83%
FEMM.	1.445,42	-19,41%

Nel GRUPPO GENERALI l'impresa associata maggiore, Assitalia, presenta in generale dei premi medi abbastanza inferiori rispetto alla capogruppo, Generali, prevedendo degli sconti per ogni categoria, ad eccezione del profilo B.

GRUPPO FOND-SAI:

	FOND-SAI	MILANO ASS.NI	LINEAR
P TOT	1.194,61	+28,69%	+22,12%
PROFILO A	1.613,55	+7,91%	+5,86%
PROFILO B	740,64	+18,86%	-20,32%
PROFILO C	648,16	+10,28%	-13,02%
PROFILO D	551,25	-15,30%	-14,35%
PROFILO E	1.737,18	+34,93%	+36,15%
PROFILO F	2.302,38	+58,03%	+59,79%
MILANO	988,85	+22,98%	+8,59%
BOLOGNA	1.319,84	+19,92%	+3,69%
ROMA	1.212,90	+33,38%	+15,15%
NAPOLI	1.466,91	+26,93%	+42,77%
PALERMO	1.038,80	+28,67%	+44,70%
MASCHIO	1.224,61	+30,71%	+30,17%
FEMM.	1.166,24	+26,68%	+14,12%

Nel GRUPPO FOND-SAI, infine, l'impresa associata maggiore, Milano Assicurazioni, propone dei premi medi quasi sempre più elevati rispetto alla capogruppo (solo per il profilo D si ha un decremento); si ripropone per queste imprese la situazione della compagnie telefonica/internet del GRUPPO UNIPOL: i premi medi sono sempre più elevati nei confronti di quelli della capogruppo ad eccezione dei tre profili B, C, e D; si può quindi ipotizzare che i due gruppi abbiano scelto due strategie analoghe.

La variabilità

Dopo la presentazione dei premi medi, l'analisi prosegue con il calcolo delle misure di variabilità dei premi, attraverso lo scarto quadratico medio all'interno dei gruppi e il coefficiente di variazione; gli indici calcolati sono stati i seguenti (si tenga conto delle notazioni utilizzate in precedenza):

$$\sigma_{\text{MERC}}^2 = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^{15} \sum_{n=1}^5 \sum_{m=1}^6 (P_{i,j,n,m} - \bar{P}_{\text{MERC}})^2 s_i q_j c_n p_m$$

$$\text{CV}_{\text{MERC}} = \frac{\sigma_{\text{MERC}}}{\bar{P}_{\text{MERC}}}$$

$$\sigma_{\text{TRA COMP}}^2 = \sum_{j=1}^{15} (\bar{P}_j - \bar{P}_{\text{MERC}})^2 q_j$$

$$\text{CV}_{\text{TRA COMP}} = \frac{\sigma_{\text{TRA COMP}}}{\bar{P}_{\text{MERC}}}$$

$$\sigma_{\text{TRA PROFILI}}^2 = \sum_{m=1}^6 (\bar{P}_m - \bar{P}_{\text{MERC}})^2 p_m$$

$$\text{CV}_{\text{TRA PROFILI}} = \frac{\sigma_{\text{TRA PROFILI}}}{\bar{P}_{\text{MERC}}}$$

$$\sigma_{\text{TRA CITTA'}}^2 = \sum_{n=1}^5 (\bar{P}_n - \bar{P}_{\text{MERC}})^2 c_n$$

$$CV_{\text{TRA CITTA'}} = \frac{\sigma_{\text{TRA CITTA'}}}{\bar{P}_{\text{MERC}}}$$

$$\sigma_{\text{TRA SESSO}}^2 = \sum_{i=1}^2 (\bar{P}_i - \bar{P}_{\text{MERC}})^2 S_i$$

$$CV_{\text{TRA SESSO}} = \frac{\sigma_{\text{TRA SESSO}}}{\bar{P}_{\text{MERC}}}$$

$$\sigma_{\text{COMP j}}^2 = \sum_{i=1}^2 \sum_{n=1}^5 \sum_{m=1}^6 (P_{i,j,n,m} - \bar{P}_j)^2 S_i C_n P_m \quad (15 \text{ valori})$$

$$CV_{\text{COMP j}} = \frac{\sigma_{\text{COMP j}}}{\bar{P}_j} \quad (15 \text{ valori})$$

La tabella 3.17 riporta i risultati ottenuti:

	σ	CV
INTERO MERCATO	1.078,791	0,766
TRA COMPAGNIA	175,393	0,125
TRA PROFILI	921,453	0,655
TRA CITTA'	190,696	0,135
TRA SESSO	49,486	0,035
FOND-SAI	687,674	0,576
RAS	1.107,531	0,705
MILANO ASS.NI	1.150,417	0,748
LLOYD ADR.	1.151,260	0,726
ASSITALIA	681,887	0,562
GENERALI	1.022,417	0,718
WINTERTHUR	932,898	0,755
UNIPOL	981,109	0,704
AXA	1.416,164	0,815
SARA	951,962	0,670
BPB	1.258,233	0,803
GENIALLOYD	1.172,463	0,770
LINEAR	1.272,035	0,810
DIRECT LINE	956,593	0,626
DIALOGO	1.266,455	0,868

Come si può notare dalla tabella, per quanto riguarda i diversi segmenti, è possibile affermare che la variabilità risulta alquanto elevata nell'intero mercato e tra i profili, mentre rimane su livelli bassi tra le compagnie, tra città e tra sesso; ciò significa che i premi si discostano molto dalla loro media a livello di intero mercato e di profili, mentre si distribuiscono attorno alla media nelle altre categorie. All'interno delle varie imprese, invece, quelle che presentano uno scarto quadratico medio più elevato, adotteranno delle

politiche di personalizzazione più spinte, con maggiori penalizzazioni o agevolazioni ai cattivi e ai buoni guidatori; al contrario, quelle con s.q.m. più contenuto presenteranno dei premi meno variabili e quindi con un grado minore di personalizzazione.

Il coefficiente di variazione, anch'esso indicatore della dispersione dei prezzi medi all'interno dei vari segmenti, può essere maggiormente efficace nella descrizione del fenomeno della personalizzazione delle tariffe da parte delle imprese considerate; a questo proposito si ricorda come il CV del mercato R.C. Auto per quanto riguarda l'ultima tariffa amministrata (30 giugno 1994) fosse del 40,7%, mentre all' 1 luglio 1999¹ era del 53,6% (1 luglio 1999). Alla data del 10 ottobre 2003 questo indicatore ha raggiunto il valore del 76,6% a testimonianza del fatto che le imprese italiane hanno continuato in questi anni con una forte politica di personalizzazione delle tariffe, introducendo numerosi nuovi parametri di discriminazione in sede di tariffazione a priori e modificando in modo più o meno marcato le proprie tabelle di bonus-malus, le regole evolutive e i coefficienti di premio.

¹ Valore desunto dalla pubblicazione di L. Buzzacchi, A. Costa: *Personalizzazione dei rischi e dispersione dei prezzi nel settore RC Auto*; Università Bocconi, CERAP, Working Paper n° 19, 2000. Si tenga conto a questo proposito delle sostanziali differenze che intercorrono tra il data base utilizzato per la pubblicazione del 2000 e quello fonte del presente lavoro.

APPENDICE A: sono evidenziati in rosso il premio massimo, e in verde il premio minimo

PROFILO A: 18 ANNI - ASS.TO 1a VOLTA								
	FONDIARIA - SAI		RAS		MILANO ASS.NI		LLOYD ADRIATICO	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	1418	1258	2096	1716	1487	1274	2033	1587
BO	1892	1679	3010	2464	1938	1658	2699	2107
ROMA	1739	1543	2549	2087	1981	1694	2401	1874
NA	2103	1866	3223	2638	2280	1950	2699	2107
PA	1490	1321	2289	1874	1626	1392	2086	1628

	ASSITALIA		GENERALI		WINTERTHUR		UNIPOL	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	1378	1263	1509	1308	2224	1456	2001	1318
BO	1845	1691	2083	1805	3465	2269	2394	1576
ROMA	1673	1533	1775	1538	2686	1758	2104	1385
NA	2027	1858	2348	2035	3205	2099	2567	1690
PA	1299	1191	1437	1246	2224	1456	1724	1135

	AXA		SARA		BPB		GENIALLOYD	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	2194	1249	1724	1400	1654	1344	1707	1228
BO	3102	1765	2532	2057	2229	1811	2551	1846
ROMA	2845	1619	2196	1784	2229	1811	2046	1484
NA	3194	1816	2982	2423	2987	2427	3111	2849
PA	2071	1178	1864	1515	1562	1269	2773	2006

	LINEAR		DIRECT LINE		DIALOGO	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	1834	1802	2177	1950	1418	1104
BO	2510	2412	2780	2490	1807	1407
ROMA	2057	2021	2579	2310	1844	1436
NA	2668	2355	3100	3100	2776	2153
PA	1887	1665	2248	2248	1985	1546

PROFILO B: 28 ANNI - 8 ANNI IN ASS.NE - 0 SINISTRI								
	FONDIARIA - SAI		RAS		MILANO ASS.NI		LLOYD ADRIATICO	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	626	601	685	665	766	633	814	783
BO	836	802	983	955	996	823	1080	1039
ROMA	768	737	833	809	1018	841	961	924
NA	929	891	1053	1022	1171	967	1080	1039
PA	658	631	748	726	837	691	835	803

	ASSITALIA		GENERALI		WINTERTHUR		UNIPOL	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	725	626	651	651	580	540	770	697
BO	970	838	898	898	904	842	921	834
ROMA	880	760	766	766	700	652	809	733
NA	1066	921	1013	1013	836	778	987	894
PA	683	590	620	620	580	540	663	600

	AXA		SARA		BPB		GENIALLOYD	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	732	732	652	593	654	614	524	447
BO	1035	1035	958	871	881	827	775	657
ROMA	950	950	831	755	881	827	628	534
NA	1065	1065	1128	1025	1181	1109	1182	998
PA	691	691	705	641	618	580	840	712

	LINEAR		DIRECT LINE		DIALOGO	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	524	524	627	597	547	330
BO	910	706	796	758	696	420
ROMA	751	584	739	704	710	428
NA	1205	931	1751	1667	1063	639
PA	842	653	1029	979	764	461

PROFILO C: 35 ANNI - 10 ANNI IN ASS.NE - 0 SINISTRI								
	FONDIARIA - SAI		RAS		MILANO ASS.NI		LLOYD ADRIATICO	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	537	537	571	586	565	567	596	553
BO	716	716	820	841	736	736	791	787
ROMA	658	658	695	712	753	752	703	700
NA	796	796	878	900	867	865	791	787
PA	564	564	624	640	618	619	611	608

	ASSITALIA		GENERALI		WINTERTHUR		UNIPOL	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	589	542	605	578	473	439	594	594
BO	789	726	835	797	738	684	711	711
ROMA	715	658	712	679	572	530	625	625
NA	867	797	942	898	682	633	762	762
PA	555	511	576	550	473	439	512	512

	AXA		SARA		BPB		GENIALLOYD	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	582	503	530	530	482	468	399	406
BO	823	711	778	778	650	631	584	595
ROMA	755	652	675	675	650	631	476	484
NA	847	732	917	917	871	845	885	901
PA	518	475	573	573	455	442	627	644

	LINEAR		DIRECT LINE		DIALOGO	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	464	464	534	507	543	296
BO	622	622	710	643	691	376
ROMA	516	516	660	598	705	384
NA	819	819	1486	1409	1056	572
PA	576	576	874	829	759	412

PROFILO D: 40 ANNI - CLASSE di MAX SCONTO								
	FONDIARIA - SAI		RAS		MILANO ASS.NI		LLOYD ADRIATICO	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	456	456	361	445	364	368	477	505
BO	609	609	518	640	474	477	634	671
ROMA	560	560	439	542	485	487	564	597
NA	677	677	555	685	558	560	634	671
PA	479	479	394	486	398	487	490	518

	ASSITALIA		GENERALI		WINTERTHUR		UNIPOL	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	499	459	496	496	331	310	492	492
BO	668	615	684	684	515	483	589	589
ROMA	606	558	583	583	399	375	417	517
NA	734	676	771	771	477	447	631	631
PA	471	433	472	472	331	310	424	424

	AXA		SARA		BPB		GENIALLOYD	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	503	525	449	449	414	401	322	341
BO	712	743	660	660	557	540	467	497
ROMA	653	681	572	572	557	540	382	406
NA	732	764	648	648	747	724	702	749
PA	475	496	405	405	391	379	504	537

	LINEAR		DIRECT LINE		DIALOGO	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	297	297	405	385	352	346
BO	330	330	511	486	448	439
ROMA	329	329	476	452	457	448
NA	512	512	1115	1057	683	669
PA	365	365	658	625	491	482

PROFILO E: 21 ANNI - 2 ANNI IN ASS.NE - 1 SINISTRO								
	FONDIARIA - SAI		RAS		MILANO ASS.NI		LLOYD ADRIATICO	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	1521	1359	2245	1874	2063	1658	2033	1587
BO	2031	1814	3223	2690	2687	2157	2699	2107
ROMA	1866	1667	2729	2278	2747	2205	2401	1874
NA	2257	2016	3451	2881	3163	2537	2699	2107
PA	1598	1428	2451	2046	2255	1811	2086	1628

	ASSITALIA		GENERALI		WINTERTHUR		UNIPOL	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	1557	1427	1321	1800	1324	959	2467	1624
BO	2085	1911	1823	2483	2063	1495	2950	1943
ROMA	1891	1733	1554	2116	1599	1158	2592	1707
NA	2291	2100	2056	2800	1908	1383	3163	2083
PA	1468	1346	1258	1714	1324	959	2125	1399

	AXA		SARA		BPB		GENIALLOYD	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	2487	1686	1822	1627	1930	1568	3111	3059
BO	3516	2382	2677	2390	2600	2113	3111	3111
ROMA	3225	2186	2322	2073	2600	2113	3111	3111
NA	3618	2452	3153	2815	3485	2831	3111	3111
PA	2347	1591	1971	1760	1823	1481	3111	3111

	LINEAR		DIRECT LINE		DIALOGO	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	2810	2480	2090	1855	1963	1529
BO	3716	3281	2801	2367	2504	1949
ROMA	3264	2880	2476	2102	2555	1989
NA	3602	3211	3100	3100	3834	2983
PA	2566	2266	2248	2248	2751	2141

PROFILO F: 45 ANNI - CLASSE di MAX MALUS

	FONDIARIA - SAI		RAS		MILANO ASS.NI		LLOYD ADRIATICO	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	1906	1906	2500	2825	2846	2910	3148	3332
BO	2544	2544	3588	4056	3707	3788	4180	4423
ROMA	2338	2338	3039	3435	3789	3872	3718	3935
NA	2827	2827	3843	4343	4362	4457	4180	4423
PA	2002	2002	2729	3085	3110	3180	3230	3418

	ASSITALIA		GENERALI		WINTERTHUR		UNIPOL	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	1996	1897	3051	3051	2257	2823	2864	2864
BO	2673	2540	3609	3690	3052	3052	3425	3425
ROMA	2424	2303	3588	3588	2726	2941	3010	3010
NA	2938	2791	3690	3690	3052	3052	3672	3672
PA	1882	1788	2906	2906	2257	2823	2467	2467

	AXA		SARA		BPB		GENIALLOYD	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	3470	3621	2244	2244	2972	2972	3111	3111
BO	4905	5118	3296	3296	4004	4004	3111	3111
ROMA	4500	4696	2859	2859	4004	4004	3111	3111
NA	5048	5268	3883	3883	5367	5367	3111	3111
PA	3275	3417	2427	2427	2807	2807	3111	3111

	LINEAR		DIRECT LINE		DIALOGO	
	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.	MASCH.	FEMM.
MI	2966	2966	2506	2380	2705	2705
BO	4069	4069	3131	3039	3451	3451
ROMA	3330	3330	2904	2819	3522	3522
NA	4626	4626	3100	3100	5285	5285
PA	3273	3273	2248	2248	3791	3791

APPENDICE B:**1) PREMI MEDI**

	GENERALE	FOND-SAI	RAS (Gruppo Allianz)	MILANO AS.NI (Gruppo Fond-Sai)
P TOT	1.407,48	1.194,61	1.570,67	1.537,35
PROFILO A	1.886,21	1.613,55	2.327,29	1.741,19
PROFILO B	798,37	740,64	825,96	880,32
PROFILO C	665,95	648,16	708,55	714,76
PROFILO D	527,50	551,25	495,10	466,92
PROFILO E	2.058,61	1.737,18	2.514,91	2.343,99
PROFILO F	3.055,59	2.302,38	3.265,04	3.638,51
MILANO	1.174,95	988,85	1.282,90	1.216,05
BOLOGNA	1.586,74	1.319,84	1.841,79	1.582,74
ROMA	1.428,10	1.212,90	1.559,85	1.617,82
NAPOLI	1.722,49	1.466,91	1.972,21	1.861,97
PALERMO	1.200,49	1.038,80	1.400,86	1.336,66
MASCHIO	1.458,37	1.224,61	1.592,16	1.600,73
FEMM.	1.359,36	1.166,24	1.550,35	1.477,43

	LLOYD ADR. (Gruppo Allianz)	ASSITALIA (Gruppo Generali)	GENERALI	WINTERTHUR (Gruppo Unipol)
P TOT	1.586,37	1.213,61	1.424,86	1.235,12
PROFILO A	2.088,96	1.566,71	1.673,27	2.196,90
PROFILO B	923,98	800,76	774,78	671,89
PROFILO C	683,72	671,03	703,26	547,40
PROFILO D	569,59	568,67	589,62	384,52
PROFILO E	2.088,96	1.771,06	1.865,27	1.364,76
PROFILO F	3.755,52	2.311,24	3.411,95	2.790,69
MILANO	1.366,31	1.021,36	1.227,06	1.064,70
BOLOGNA	1.819,46	1.367,59	1.602,25	1.510,13
ROMA	1.618,61	1.240,22	1.442,92	1.246,88
NAPOLI	1.819,46	1.502,85	1.737,33	1.434,05
PALERMO	1.405,95	963,00	1.168,30	1.064,70
MASCHIO	1.642,04	1.265,15	1.403,11	1.315,93
FEMM.	1.533,74	1.164,88	1.445,42	1.158,72

	UNIPOL	AXA	SARA	BPB
P TOT	1.392,87	1.738,42	1.420,38	1.566,08
PROFILO A	1.760,59	2.093,23	1.998,80	1.948,72
PROFILO B	781,59	847,18	797,55	825,82
PROFILO C	634,31	661,68	679,92	619,26
PROFILO D	504,36	630,65	544,12	530,83
PROFILO E	2.169,73	2.542,77	2.209,93	2.273,51
PROFILO F	3.055,44	4.347,12	2.879,90	3.820,47
MILANO	1.308,89	1.419,10	1.111,02	1.200,63
BOLOGNA	1.565,62	2.005,84	1.632,14	1.617,51
ROMA	1.366,97	1.840,15	1.415,58	1.617,51
NAPOLI	1.678,56	2.064,45	1.899,33	2.167,80
PALERMO	1.127,41	1.336,10	1.187,18	1.140,89
MASCHIO	1.509,79	1.887,83	1.473,46	1.644,29
FEMM.	1.282,33	1.597,15	1.370,20	1.492,12

	GENIALLOYD (Gruppo Allianz)	LINEAR (Gruppo Unipol)	DIRECT LINE	DIALOGO (Gruppo Fond-Sai)
P TOT	1.522,40	1.571,21	1.529,11	1.458,81
PROFILO A	2.006,66	2.067,49	2.462,15	1.708,14
PROFILO B	679,17	722,43	906,37	590,15
PROFILO C	560,74	571,19	776,51	563,76
PROFILO D	459,23	358,04	580,12	472,17
PROFILO E	3.105,19	2.981,69	2.372,32	2.365,14
PROFILO F	3.111,00	3.517,26	2.752,58	3.678,90
MILANO	1.357,12	1.331,88	1.229,97	1.073,81
BOLOGNA	1.563,52	1.803,98	1.574,10	1.368,53
ROMA	1.444,17	1.521,73	1.446,07	1.396,60
NAPOLI	1.840,91	2.008,21	2.145,54	2.094,27
PALERMO	1.615,71	1.419,96	1.445,91	1.503,13
MASCHIO	1.565,44	1.619,67	1.576,98	1.594,04
FEMM.	1.481,70	1.525,39	1.483,85	1.330,95

CAPITOLO 4

I FONDAMENTI DELLA TEORIA DEL RISCHIO CLASSICA

4.1: LA RISERVA DI RISCHIO SECONDO L'APPROCCIO DELLA TEORIA DEL RISCHIO CLASSICA

4.1.1: Emerging costs equations

Le operazioni finanziarie di una impresa di assicurazioni possono essere viste in termini di una serie di flussi di cassa in entrata e in uscita; i flussi e le attività risultanti possono essere espressi nella forma di una equazione di transizione:

$$A(t) = A(t-1) + B'(t) + [J(t) + CH(t)] + X'_{re}(t) + U_{new}(t) + \Delta W(t) + \\ - [X'(t) + E(t) + B'_{re}(t) + TX(t) + D(t)]$$

Questa equazione definisce l'ammontare delle attività $A(t)$ alla fine del periodo t , essendo noti l'ammontare iniziale $A(t-1)$ e le variabili principali in entrata e in uscita; queste sono definite come segue:

$B'(t)$ = premi emessi nel periodo t^1 ;

$J(t)$ = proventi da investimenti ordinari;

$CH(t)$ = proventi da investimenti straordinari;

$X'_{re}(t)$ = risarcimenti dei sinistri di competenza a carico dei riassicuratori;

$U_{new}(t)$ = nuovi versamenti di capitale che vanno ad aumentare il patrimonio libero;

$\Delta W(t)$ = variazione dei debiti verso banche;

$X'(t)$ = sinistri pagati nell'anno t^2 ;

$E(t)$ = oneri per acquisizione e spese di gestione;

¹ I premi emessi nel periodo t sono pari ai premi lordi contabilizzati, cioè a quegli importi maturati durante il periodo per i contratti di assicurazione, indipendentemente dal fatto che tali importi siano stati incassati o che si riferiscano interamente o parzialmente a periodi successivi. Selleri L.: *Il bilancio d'esercizio dell'impresa di assicurazione*, Etas Libri, Milano, 1999.

² Sono gli importi pagati nel periodo per il lavoro diretto e indiretto a titolo di risarcimento e le spese di liquidazione al netto dei recuperi di competenza. Selleri L., op. cit. 1999.

$B'_{re}(t)$ = premi ceduti in riassicurazione;

$TX(t)$ = imposte e tasse;

$D(t)$ = dividendi.

A partire dai premi emessi $B'(t)$ è possibile ottenere il valore dei premi di competenza del periodo t considerato, attraverso la relazione

$$B(t) = [B'(t) - V(t)] + V(t-1)$$

in cui $V(t)$ e $V(t-1)$ indicano rispettivamente la riserva premi finale e la riserva premi iniziale.

Analogamente, i sinistri di competenza del periodo t sono dati da:

$$X(t) = [X'(t) + C(t)] - C(t-1)$$

in cui $C(t)$ e $C(t-1)$ indicano la riserva sinistri finale e la riserva sinistri iniziale.

Si considerino ora le passività:

$$L(t) = V(t) + C(t) + W(t) + Lo(t)$$

in cui il nuovo elemento $Lo(t)$ rappresenta l'ammontare di debiti diversi dalle riserve e dai debiti verso banche.

4.1.2: La riserva di rischio

Una volta introdotte le attività e le passività tipiche delle operazioni assicurative di una compagnia danni, è possibile definire la riserva di rischio, attraverso una basic accounting equation; il capitale netto o patrimonio libero dell'impresa di assicurazioni è dato da:

$$U(t) = A(t) - L(t)$$

differenza semplice tra le attività e le passività.

Di conseguenza:

$$U(t) - U(t-1) = [A(t) - L(t)] - [A(t-1) - L(t-1)]$$

da cui, sostituendo alle quantità A ed L le rispettive espressioni:

$$\begin{aligned} U(t) &= U(t-1) + \\ &+ [B(t) + J(t) + CH(t) - X(t) - E(t)] + \\ &- [B_{re}(t) - X_{re}(t)] + \\ &+ [U_{new}(t) - TX(t) - D(t)] + \\ &+ [L_{0,t} - L_{0,t-1}] \end{aligned}$$

in cui $[L_{0,t} - L_{0,t-1}]$ indica la variazione dei debiti diversi dovuta solamente a modifiche di valore senza flussi di cassa.

La quantità $U(t)$ rappresenta la riserva di rischio, così chiamata in quanto indicatore della solidità finanziaria dell'impresa.

4.1.3: La teoria del rischio classica

Il processo sinistri

Il grafico 4.1 illustra il processo sinistri:

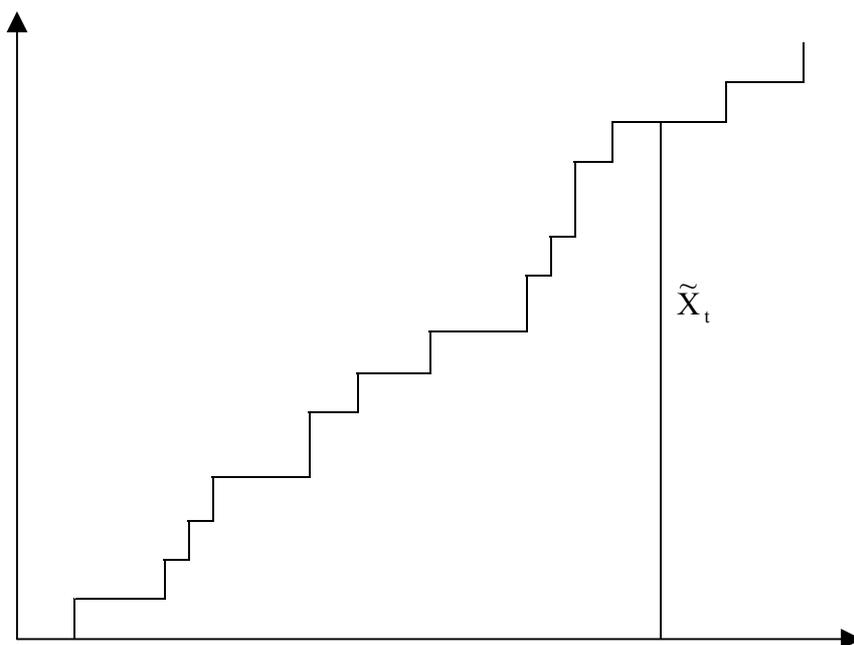


Grafico 4.1: Il processo sinistri e il costo sinistri aggregato.

Ogni circostanza che dà luogo ad un sinistro è rappresentata da una linea verticale; la lunghezza della linea indica l'ammontare del sinistro. Sull'asse delle ascisse è rappresentato il tempo, e l'altezza raggiunta dal grafico nel generico istante t , \tilde{X}_t , misura l'ammontare totale dei sinistro avvenuti nell'intervallo $(0, T]$.

Per ogni t , il processo sinistri \tilde{X}_t – cioè l'ammontare totale dei sinistri tra 0 e t – costituisce una variabile casuale con funzione di ripartizione:

$$F_t(X) = \text{Prob} \{ \tilde{X}_t \leq X \}$$

Per ogni t , dato il processo stocastico \tilde{X}_t , la funzione di ripartizione F_t rimane determinata univocamente.

Dall'altro lato, però, la definizione della F_t per ogni t non è sufficiente per determinare la struttura probabilistica del processo sinistri.

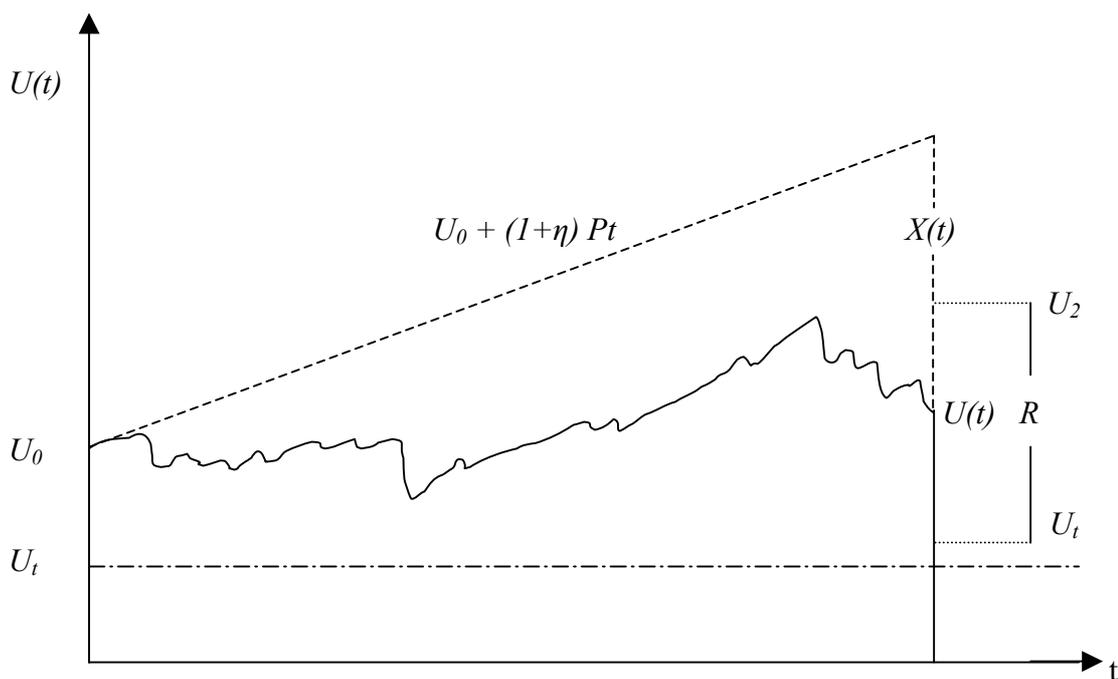
I processi assicurativi

Nella teoria del rischio classica la raccolta premi nel periodo $(0,t]$ è:

$$P(t) = (1+\eta) P \cdot t$$

dove $P = E(\tilde{X})$ è il premio di rischio puro e η è il caricamento di sicurezza. Si noti la differenza tra $P(t)$ e $B(t)$: nel primo non vengono considerate le spese, in quanto nella teoria del rischio classica vengono considerate esattamente coincidenti le spese previste e quelle effettivamente sostenute dall'impresa, e che quindi non influiscono sull'analisi. $B(t)$ rappresenta, invece, il premio di tariffa, e quindi è comprensivo anche delle spese.

Il grafico 4.2 illustra l'andamento nel tempo della riserva di rischio $U(t)$



Si noti come la riserva di rischio sia data dalla differenza tra premi incassati – rappresentati da una linea crescente, ipotizzando caricamenti di sicurezza positivi – e sinistri pagati, dando luogo ad un andamento irregolare nel tempo.

Se U_0 è la riserva di rischio iniziale, la differenza:

$$U_t - U_0 = (1 + \eta) P \cdot t - \tilde{X}_t$$

rappresenta il guadagno – o la perdita – avuto nel periodo $(0, t]$.

Considerando, invece, la situazione di una impresa di assicurazione che voglia mantenere monitorato l'andamento della propria riserva di rischio in connessione al suo valore in un intervallo di tempo precedente – ad esempio l'anno –, la relazione da prendere in considerazione diviene la seguente:

$$U_t = U_{t-1} (1+j) + [(1 + \eta) P_t - \tilde{X}_t] (1+j)^{1/2}$$

in cui j rappresenta il tasso di rendimento finanziario³ realizzato nel periodo $(t-1, t)$.

Lo scopo del presente lavoro è quello di valutare il range di variazione R , definito come intervallo di confidenza tra U_1 e U_2 , entro il quale la riserva di rischio finale U_t cadrà con una certa probabilità; di maggiore interesse è naturalmente la probabilità ε che la riserva di rischio finale U_t risulti, alla fine del periodo di osservazione $(0,t]$, minore di un determinato limite inferiore U_1 , sotto la condizione che la riserva di rischio iniziale sia data dal valore U_0 :

$$\varepsilon = \text{Prob} \{ U(t) < U_1 \mid U(0) = U_0 \}$$

³ L'ipotesi di equidistribuzione temporale di premi e sinistri equivale ad ipotizzare tutti gli accadimenti concentrati a metà anno.

Un approccio sicuramente molto utile per l'analisi di questa situazione è quello di considerare il *capital at risk*: esso può essere definito come il valore $U_0 - U_1$, cioè come il capitale che può essere perso dalla compagnia di assicurazioni con probabilità $(1 - \epsilon)$.

Un'altra visuale del problema può essere data introducendo il concetto di *probabilità di rovina*: la probabilità, cioè, che U_t cada al di sotto di una certa soglia U_r che può essere considerata come “barriera di rovina”⁴; dal punto di vista dell'assicuratore, diviene cruciale un'analisi di medio-lungo periodo: in questo caso l'orizzonte temporale deve essere esteso da un singolo periodo (generalmente l'anno) ad una sequenza di periodi. Se la posizione finanziaria dell'impresa – rappresentata da $U(t)$ – viene controllata solo a diversi intervalli temporali (equidistanti) $t = 1, 2, \dots, T$, allora è necessario utilizzare una versione nel discreto del modello; il problema, dunque, si esplica nella determinazione di una stima della probabilità che la riserva di rischio $U(t)$ possa cadere al di sotto della barriera di rovina ad ogni istante $t = 1, 2, \dots, T$. Inoltre, diviene basilare la determinazione della distribuzione dei risultati ad ogni t : trovare delle tecniche per il calcolo di tali distribuzioni è uno degli obiettivi centrali della teoria del rischio classica.

Parallelamente al concetto discreto di rovina, è possibile dare un approccio nel continuo al problema, considerando come “rovina” ogni caso in cui la riserva di rischio $U(t)$ cade al di sotto della barriera, in ogni momento all'interno dell'intervallo di osservazione $(0, T]$.

⁴ In Italia la barriera di rovina è determinata per legge ad un terzo del margine di solvibilità.

4.2: LA DISTRIBUZIONE DEL NUMERO DI SINISTRI

4.2.1: Introduzione

Per poter effettuare una valutazione della solvibilità della compagnia di assicurazione nel tempo, diviene necessario dare una struttura probabilistica al costo sinistri aggregato \tilde{X}_t , in modo tale da poter quantificare e dare una misura alla riserva di rischio U_t .

Sia, dunque, \tilde{X}_t il costo sinistri aggregato, definito nel modo seguente:

$$\tilde{X}_t = \sum_{i=1}^{\tilde{K}_t} \tilde{Z}_{i,t}$$

in cui $\tilde{Z}_{i,t}$ è il costo dell' i -esimo sinistro generato dal portafoglio nell'intervallo $(t-1; t]$; \tilde{K}_t è il numero totale di sinistri che si verificano in portafoglio nell'intervallo $(t-1; t]$.

Il processo sinistri è dunque un processo composto, in quanto somma di variabili aleatorie (il costo dell' i -esimo sinistro), estesa ad una ulteriore variabile aleatoria (il numero di sinistri); è dunque un processo che ingloba in sé due stadi di aleatorietà.

Per poter procedere, è necessario, però, formulare ulteriori ipotesi:

- il numero di sinistri \tilde{K}_t sia indipendente dal costo di ogni sinistro $\tilde{Z}_{i,t}$ ⁵;
- ogni $\tilde{Z}_{i,t}$ sia indipendente dalle altre $\forall i$, e siano identicamente distribuite⁶.

⁵ Tale assunzione è usuale nello studio dei sistemi di personalizzazione a posteriori, ed è giustificata da un'esigenza di trattabilità analitica del modello, sebbene contrasti con l'evidenza statistica di lieve correlazione negativa tra \tilde{K}_t e $\tilde{Z}_{i,t}$.

Nel seguito del capitolo vengono presentate diverse tipologie di distribuzioni per il numero di sinistri e per il costo di ogni sinistro.

4.2.2: Modello di Poisson: portafoglio omogeneo

Sia $\tilde{K}(t, t + \Delta t)$ il numero di sinistri generati dal portafoglio nell'intervallo di tempo $(t, t + \Delta t)$; si vuole trovare un modello che soddisfi le tre proprietà:

1)
$$P[\tilde{K}(t, t + \Delta t) = 1] = \lambda \Delta t + o(\Delta t) \quad \text{con } \lambda > 0 \quad (\text{frequenza sinistri})$$

la probabilità di avere un sinistro in un piccolo intervallo di tempo $(t, t + \Delta t)$ è proporzionale alla sola lunghezza dell'intervallo stesso; in particolare, non dipende dall'istante iniziale t .

2)
$$P[\tilde{K}(t, t + \Delta t) > 1] = o(\Delta t)$$

la probabilità di avere più di un sinistro in un piccolo intervallo di tempo deve essere trascurabile.

3) Siano τ e τ' due intervalli di tempo disgiunti:

$$\Rightarrow P[\tilde{K}(\tau) = k \cap \tilde{K}(\tau') = k'] = P[\tilde{K}(\tau) = k] \cdot P[\tilde{K}(\tau') = k']$$

i sinistri avvenuti in due intervalli di tempo disgiunti devono essere indipendenti.

Si dimostra⁷ che le tre proprietà sopra elencate implicano che la distribuzione del numero di sinistri sia modellizzata con una distribuzione di Poisson di parametro λ :

⁶ Questa ipotesi non risulta molto attinente alla realtà nei casi di analisi di medio-lungo periodo, nelle quali intervengono modifiche sostanziali, in genere aumenti, della valutazione del danno a terzi, e in particolare nel caso di danno alle persone; si veda al riguardo il paragrafo 1.2.6: "Il danno biologico".

⁷ La dimostrazione si trova nell'APPENDICE C, Punto A, in calce al presente capitolo.

$$p_k = e^{-\lambda} \frac{(\lambda)^k}{k!} \quad k = 0, 1, 2, \dots, K$$

La FUNZIONE GENERATRICE DEI MOMENTI della distribuzione di Poisson è:

$$M(s) = \exp [\lambda (e^s - 1)]$$

La FUNZIONE GENERATRICE DEI CUMULANTI è:

$$\psi(s) = \lambda (e^s - 1).$$

MEDIA:

$$E[\tilde{K}] = \lambda$$

VARIANZA:

$$\sigma^2 = \lambda$$

INDICE DI ASIMMETRIA:

$$\gamma = \frac{1}{\sqrt{\lambda}}$$

INDICE DI CURTOSI:

$$\gamma_2 = \frac{1}{\lambda}$$

Proprietà della distribuzione di Poisson

1. INCREMENTI INDIPENDENTI E STAZIONARI

Se $(t_1, t_1 + h_1)$

$(t_2, t_2 + h_2)$

$(t_3, t_3 + h_3)$

sono intervalli di tempo disgiunti, allora le variabili aleatorie

$$\tilde{K}(t_1, t_1 + h_1)$$

$$\tilde{K}(t_2, t_2 + h_2)$$

$$\tilde{K}(t_3, t_3 + h_3)$$

sono reciprocamente indipendenti.

Inoltre, la distribuzione di $\tilde{K}(t_i, t_i + h_i)$ è una Poisson di parametro λh_i , che non dipende da t_i .

2. PROPRIETA' DELLA MANCANZA DI MEMORIA

Se il numero di sinistri si distribuisce come una Poisson con media λ , i TEMPI D'ATTESA tra un sinistro e un altro sono variabili aleatorie indipendenti e identicamente distribuite secondo una distribuzione ESPONENZIALE con media $\frac{1}{\lambda}$.

Tale distribuzione verifica l'importante proprietà di "mancanza di memoria":

se \tilde{W} è la variabile aleatoria che esprime il tempo d'attesa tra due successivi sinistri, allora:

$$P[\tilde{W} > t + \Delta t \mid \tilde{W} > \Delta t] = P[\tilde{W} > t]$$

$$\begin{aligned} \text{Infatti: } P[\tilde{W} > t + \Delta t \mid \tilde{W} > \Delta t] &= \frac{P[\tilde{W} > t + \Delta t; \tilde{W} > \Delta t]}{P[\tilde{W} > \Delta t]} = \frac{P[\tilde{W} > t + \Delta t]}{P[\tilde{W} > \Delta t]} = \\ &= \frac{\exp\{-\lambda(t + \Delta t)\}}{\exp\{-\lambda \Delta t\}} = \exp\{-\lambda t\}. \end{aligned}$$

È possibile, dunque, affermare che la distribuzione del tempo che intercorre tra due sinistri è sempre la stessa, indipendentemente dal tempo già trascorso dall'ultimo sinistro.

3. PROPRIETA' DI CONVOLUZIONE:

Date M variabili aleatorie INDIPENDENTI, distribuite secondo delle Poisson di parametri λ_i ($i=1,2,\dots, M$), la variabile aleatoria somma delle suddette variabili sarà distribuita secondo una Poisson, con parametro pari alla somma dei parametri λ_i :

$$\text{Se } \tilde{K}_i \sim \text{Poisson}(\lambda_i) \Rightarrow \sum_{i=1}^M \tilde{K}_i \sim \text{Poisson}\left(\sum_{i=1}^M \lambda_i\right)^8.$$

Conclusioni

L'insieme delle proprietà della distribuzione di Poisson sembra provare una buona approssimazione per il fenomeno dell'andamento dei sinistri; tuttavia, il suo utilizzo deve rimanere limitato alla modellizzazione della distribuzione del numero di sinistri di ogni singolo assicurato, caratterizzato da un proprio numero medio di sinistri annui pari a λ . Al più, la distribuzione in oggetto potrebbe essere utilizzata con un portafoglio di polizze assolutamente omogeneo, costituito, cioè da automobilisti il cui numero dei sinistri fosse una Poisson di parametro λ uguale per tutti. Naturalmente questa caratteristica viene a mancare in un portafoglio di polizze R.C. Auto, caratterizzato da un grado più o meno elevato di eterogeneità e in cui gli assicurati presentano diversi profili di rischiosità – e quindi diversi λ –.

È necessario, allora, l'utilizzo di un modello che rifletta tali caratteristiche.

⁸ La dimostrazione di tale proprietà si trova nell'APPENDICE C, Punto B, in calce al presente capitolo.

4.2.3: I modelli di Mistura di Poisson: portafoglio eterogeneo

Introduzione

Dato che il comportamento degli assicurati è eterogeneo, si rende necessario un modello che espliciti i differenti rischi sottostanti: bisogna, quindi, attribuire una distribuzione al parametro λ .

Si assuma che la distribuzione $\{p_k(\lambda), k = 0, 1, \dots, K\}$ del numero di sinistri di ogni individuo sia una Poisson:

$$p_k = e^{-\lambda} \frac{(\lambda)^k}{k!} \quad k = 0, 1, 2, \dots, K$$

il cui λ varia da guidatore a guidatore; ogni assicurato è così caratterizzato dal valore del suo parametro λ .

In questo approccio λ viene considerato una realizzazione di una variabile aleatoria Λ , dotata di una propria distribuzione di probabilità continua nell'intervallo $[0, +\infty)$.

Sia $u(\lambda)$ la funzione di densità di Λ ; allora, la distribuzione del numero dei sinistri in portafoglio sarà:

$$p_k = \int_0^{\infty} P(K|\lambda) u(\lambda) d\lambda = \int_0^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^k}{k!} u(\lambda) d\lambda \quad k = 0, 1, 2, \dots, K$$

Tale distribuzione viene definita distribuzione MISTURA DI POISSON, mentre $u(\lambda)$ è chiamata distribuzione MISTURANTE o STRUCTURE FUNCTION.

Osservazione

Assegnare una distribuzione al parametro λ equivale ad introdurre nel numero di sinistri un ulteriore grado di aleatorietà e quindi di variabilità, di dispersione attorno al

parametro λ , cioè attorno alla media. Qualunque sia la distribuzione misturante, la distribuzione mistura di Poisson presenterà sempre una varianza maggiore della sua media⁹.

Modello Binomiale Negativa

Sia Λ una distribuzione Gamma di parametri a e b positivi;

$$\text{allora: } u(\lambda) = \frac{b^a \cdot e^{-b\lambda} \cdot \lambda^{a-1}}{\Gamma(a)} \quad a, b > 0^{10}$$

La FUNZIONE GENERATRICE DEI MOMENTI di $u(\lambda)$ è:

$$M(s) = \left(\frac{b}{b-s} \right)^a \quad \text{con } 0 \leq s < b$$

MEDIA:

$$E[u(\lambda)] = \frac{a}{b}$$

VARIANZA:

$$\sigma^2 = \frac{a}{b^2}$$

⁹ La dimostrazione di tale affermazione si trova nell'APPENDICE C, Punto C, in calce al presente capitolo.

¹⁰ PROPRIETA' DELLA FUNZIONE Γ :

$$\Gamma(a) = \int_0^{\infty} t^{a-1} e^{-t} dt$$
$$\begin{cases} \Gamma(0) = 1 \\ \Gamma(a+1) = a \Gamma(a) \end{cases}$$

Se a è intero, allora $\Gamma(a) = (a-1)!$

INDICE DI ASIMMETRIA:

$$\gamma = \frac{2}{\sqrt{a}}$$

INDICE DI CURTOSI:

$$\gamma_2 = \frac{6}{a}$$

Se $a = 1$, la Gamma si riduce ad una distribuzione Esponenziale.

Definita in questo modo la structure function, la distribuzione del numero dei sinistri risulta:

$$\begin{aligned} p_k &= \int_0^{\infty} p(\lambda) \cdot u(\lambda) d\lambda = \\ &= \int_0^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} \cdot \frac{b^a e^{-\lambda b} \lambda^{a-1}}{\Gamma(a)} d\lambda = \\ &= \frac{b^a}{k! \Gamma(a)} \cdot \int_0^{\infty} e^{-\lambda(1+b)} \cdot \lambda^{(k+a-1)} d\lambda =^{11} \\ &= \frac{b^a}{k! \Gamma(a)(1+b)^{k+a}} \cdot \int_0^{\infty} e^{-\lambda(1+b)} \cdot [\lambda(1+b)]^{k+a-1} (1+b) d\lambda = \\ &= \frac{b^a}{k! \Gamma(a)(1+b)^{k+a}} \cdot \int_0^{\infty} e^{-\lambda(1+b)} \cdot [\lambda(1+b)]^{k+a-1} d[\lambda(1+b)] = \\ &= \frac{b^a}{(1+b)^{k+a}} \cdot \frac{\Gamma(k+a)}{\Gamma(k+1) \Gamma(a)} =^{12} \end{aligned}$$

¹¹ Moltiplicando e dividendo per $(1+b)^{k+a}$.

NOTA:
$$\frac{b^a}{(1+b)^{k+a}} = \left(\frac{b}{1+b}\right)^a \cdot \left(\frac{1}{1+b}\right)^k$$

e se $\frac{b}{1+b} = p \Rightarrow \frac{1}{1+b} = 1-p$

$$\Rightarrow \frac{b^a}{(1+b)^{k+a}} = p^a \cdot (1-p)^k$$

INOLTRE:
$$\frac{\Gamma(k+a)}{\Gamma(k+1)\Gamma(a)} = \frac{(K+a-1)!}{k!(a-1)!} =$$

$$= \binom{k+a-1}{k} \text{ coefficiente binomiale generalizzato.}$$

$$\Rightarrow p_k = \binom{k+a-1}{k} \cdot p^a \cdot (1-p)^k$$

dove $p = \frac{b}{1+b}$

Tale distribuzione risulta essere una distribuzione BINOMIALE NEGATIVA di parametri a e b.

¹² Essendo $k! = \Gamma(k+1)$, perché k intero

$$\int_0^{\infty} e^{-\lambda(1+b)} \cdot [\lambda(1+b)]^{k+a-1} d[\lambda(1+b)] = \Gamma(k+a)$$

Caratteristiche della distribuzione Binomiale Negativa

La FUNZIONE GENERATRICE DEI MOMENTI è:

$$M(s) = \left(\frac{b}{1+b-e^s} \right)^a \quad \text{con } s < \ln(1+b)$$

La FUNZIONE GENERATRICE DEI CUMULANTI è:

$$\psi(s) = a \cdot \ln \left(\frac{b}{1+b-e^s} \right)$$

MEDIA:

$$E[p_k] = \frac{a}{b}$$

VARIANZA:

$$\sigma^2 = \frac{a}{b} \left(\frac{1}{b} + 1 \right) \quad ^{13}$$

INDICE DI ASIMMETRIA:

$$\gamma = (2+b) \cdot \sqrt{\frac{1}{a(1+b)}}$$

RELAZIONE RICORSIVA:

$$p_{k+1} = \frac{k+a}{(k+1) \cdot (b+1)} \cdot p_k$$

con la condizione iniziale:

$$p_0 = \left(\frac{b}{1+b} \right)^a$$

¹³ Si noti come la varianza sia maggiore della media.

CONVERGENZA AD UNA POISSON:

Se $a \rightarrow \infty$

$b \rightarrow 0$

allora: $\text{Bin Neg}(a, b) \rightarrow \text{Poisson} \left(\frac{a}{b} \right)$

I parametri a e b , considerati congiuntamente, possono essere dunque interpretati come una misura del grado di eterogeneità del portafoglio: quando a è grande e b tende a zero, il portafoglio può essere considerato abbastanza omogeneo e la distribuzione del numero dei sinistri si avvicina a quella di Poisson.

Conclusioni sul modello Binomiale Negativa

Il modello Binomiale Negativa permette di compiere una buona rappresentazione del comportamento dei guidatori; le ipotesi di una distribuzione di Poisson per la distribuzione delle frequenze sinistri per guidatori individuali, e l'ipotesi di una distribuzione di Gamma per la distribuzione del portafoglio, sono assunzioni che possono essere considerate valide.

Modello Poisson – Gaussiana Inversa

Come detto, la distribuzione misturante all'interno di un modello di mistura di Poisson, rappresenta una misura dell'eterogeneità del portafoglio che si intende descrivere.

Un'alternativa alla distribuzione Binomiale Negativa per la misturante è rappresentata dalla distribuzione Poisson – Gaussiana Inversa:

Sia Λ una distribuzione Gaussiana Inversa di parametri g e h positivi;

$$\text{allora: } u(\lambda) = \frac{g}{\sqrt{2\pi h} \lambda^{\frac{3}{2}}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2h\lambda}(\lambda - g)^2\right\} \quad g, h > 0$$

La MEDIA di $u(\lambda)$ è:

$$E[u(\lambda)] = g$$

La VARIANZA è:

$$\sigma^2 = g(1 + h)$$

La distribuzione del numero dei sinistri del portafoglio p_k può essere calcolata in modo ricorsivo:

$$p_0 = \exp\left\{\frac{g}{h} \left[1 - (1 + 2h)^{\frac{1}{2}}\right]\right\}$$

$$p_1 = g \cdot p_0 \cdot (1 + 2h)^{-\frac{1}{2}}$$

$$(1 + 2h) k (k - 1) p_k = h (k - 1)(2k - 3) p_{k-1} + g^2 p_{k-2}$$

per $k = 2, 3, \dots$

Modello Good Risk – Bad Risk

La distribuzione misturante Λ sia una distribuzione DISCRETA SEMPLICE A 2 DETERMINAZIONI;

il portafoglio sia costituito da sole 2 categorie di guidatori:

GRUPPO a_1 = buoni guidatori
(parametro della Poisson = λ_1)

GRUPPO a_2 = $1 - a_1$ = cattivi guidatori
(parametro della Poisson = λ_2)

Allora, la distribuzione del numero dei sinistri del portafoglio p_k risulta:

$$p_k = a_1 \cdot \frac{\lambda_1^k \cdot e^{-\lambda_1}}{k!} + a_2 \cdot \frac{\lambda_2^k \cdot e^{-\lambda_2}}{k!}$$

La MEDIA di p_k è:

$$m = a_1 \lambda_1 + a_2 \lambda_2$$

La VARIANZA di p_k è:

$$\sigma^2 = \alpha_2 - m^2$$

dove $\alpha_2 = a_1 (\lambda_1)^2 + a_1 \lambda_1 + a_2 (\lambda_2)^2 + a_2 \lambda_2$

4.2.4: La Generalized Poisson Distribution

Un'altra distribuzione impiegata nella modellizzazione di \tilde{K} è la Distribuzione Generalizzata di Poisson¹⁴.

Non si tratta più di una mistura di Poisson, ma di una distribuzione con 2 parametri, di media inferiore alla varianza, che ha mostrato un ottimo fitting, lievemente superiore anche alla Binomiale Negativa.

¹⁴ A. Campana: *La distribuzione generalizzata di Poisson per la presentazione della sinistrosità nell'RCAuto*, XXIII Convegno AMASES, 1998

La funzione di distribuzione della Generalized Poisson Distribution (GPD) di parametri λ e θ è:

$$p_k = \frac{\lambda (\lambda + k\theta)^{k-1}}{k!} \cdot e^{-(\lambda + k\theta)} \quad \text{con } \lambda > 0, \theta \in [0, 1).$$

Nel caso in cui il parametro θ assuma valore 0, la GPD diviene una Poisson di parametro λ .

La MEDIA di p_k è:

$$E[\tilde{K}] = \frac{\lambda}{1-\theta}$$

La VARIANZA è:

$$\sigma^2 = \frac{\lambda}{(1-\theta)^3}$$

da cui $\sigma^2[\tilde{K}] > E[\tilde{K}]$ poiché θ è positivo.

INDICE DI ASIMMETRIA:

$$\gamma = \frac{1+2\theta}{\sqrt{\lambda(1-\theta)}}$$

Dall'indice di asimmetria, ma soprattutto dall'andamento della GPD con λ fissato, si rileva che, per valori crescenti di θ la coda destra della distribuzione appare "più pesante" e, quanto più vicino al suo estremo destro $-1-$ è il valore di θ , maggiore è l'asimmetria.

La GPD, al contrario delle misture di Poisson, presenta l'interessante PROPRIETÀ DELL'INVARIANZA IN DISTRIBUZIONE PER SOMMA:

date \tilde{X} e \tilde{Y} variabili aleatorie indipendenti e distribuite secondo $\text{GPD}(\lambda_1, \theta)$ e $\text{GPD}(\lambda_2, \theta)$ rispettivamente,

allora: $\tilde{X} + \tilde{Y} \sim \text{GPD}(\lambda_1 + \lambda_2, \theta)$.

4.3: LA DISTRIBUZIONE DELLA VARIABILE DANNO

4.3.1: Introduzione

Ai fini della rappresentazione della variabile \tilde{Z} “ammontare del danno di ogni sinistro”, è da rilevare che le distribuzioni empiriche degli importi dei sinistri evidenziano un’asimmetria positiva, dovuta all’accentuata prevalenza di sinistri di piccolo importo.

La ricerca dei modelli per una valida descrizione di \tilde{Z} deve, quindi, essere ristretta a quelle distribuzioni caratterizzate da un indice di asimmetria positivo:

$$\gamma = \frac{\mu_3}{\sigma^3} > 0 \quad \text{con } \mu_3 = \text{momento centrale di ordine 3.}$$

4.3.2: I modelli

Tra i modelli più utilizzati per la modellizzazione della variabile ammontare del danno, si riportano:

1. La distribuzione Lognormale:

$$f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma z} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \frac{(\ln z - \mu)^2}{\sigma^2} \right\}$$

con $\sigma > 0$; $z > 0$.

2. La distribuzione di Pareto:

$$f(z) = \frac{\alpha}{\beta} \cdot \left[\frac{\beta}{z} \right]^{\alpha+1}$$

con $\alpha > 2$; $\beta > 0$; $z > \beta$.

3. La distribuzione di Weibull:

$$f(z) = \frac{\alpha}{\beta^\alpha} z^{\alpha-1} \exp\left\{-\left(\frac{z}{\beta}\right)^\alpha\right\}$$

con $\alpha > 0$; $\beta > 0$; $z > 0$.

4. La distribuzione Gamma:

$$f(z) = \frac{b^a e^{-zb} z^{a-1}}{\Gamma(a)}$$

con $a > 0$; $b > 0$.

APPENDICE C**Punto A)**

Sia $\tilde{K}(t, t + \Delta t)$ il numero di sinistri generati dal portafoglio nell'intervallo di tempo $(t, t + \Delta t)$; se valgono le seguenti tre proprietà:

1) $P[\tilde{K}(t, t + \Delta t) = 1] = \lambda \Delta t + o(\Delta t)$ con $\lambda > 0$ (frequenza sinistri)

la probabilità di avere un sinistro in un piccolo intervallo di tempo $(t, t + \Delta t)$ è proporzionale alla sola lunghezza dell'intervallo stesso; in particolare, non dipende dall'istante iniziale t .

2) $P[\tilde{K}(t, t + \Delta t) > 1] = o(\Delta t)$

la probabilità di avere più di un sinistro in un piccolo intervallo di tempo deve essere trascurabile.

3) Siano τ e τ' due intervalli di tempo disgiunti:

$$\Rightarrow P[\tilde{K}(\tau) = k \cap \tilde{K}(\tau') = k'] = P[\tilde{K}(\tau) = k] \cdot P[\tilde{K}(\tau') = k']$$

i sinistri avvenuti in due intervalli di tempo disgiunti devono essere indipendenti.

Allora la distribuzione del numero di sinistri può essere modellizzata con una distribuzione di Poisson di parametro λ :

$$p_k = e^{-\lambda} \frac{(\lambda)^k}{k!} \quad k = 0, 1, 2, \dots, K$$

Dimostrazione

Sia $p_k(t) = P [K(0,t) = k]$ la probabilità che il numero di sinistri in $(0, t)$ sia uguale a k .

$$\begin{aligned}
 \text{Allora: } p_k(t + \Delta t) &= p_k(t) \cdot P [K(t, t + \Delta t) = 0] && + \\
 &+ p_{k-1}(t) \cdot P [K(t, t + \Delta t) = 1] && + \\
 &+ \sum_{i=2}^K p_{k-i}(t) \cdot P [K(t, t + \Delta t) = i] && = \\
 &= p_k(t) \cdot [1 - \lambda \Delta t + o(\Delta t)] && + \\
 &+ p_{k-1}(t) \cdot [\lambda \Delta t + o(\Delta t)] && + \\
 &+ \sum_{i=2}^K p_{k-i}(t) \cdot o(\Delta t) && = \\
 &= o(\Delta t) \cdot p_k(t) + p_k(t)[1 - \lambda \Delta t] && + \\
 &+ o(\Delta t) \cdot p_{k-1}(t) + p_{k-1}(t)[1 - \lambda \Delta t] && + \\
 &+ o(\Delta t) \cdot (p_{k-2} + p_{k-3} + \dots + p_0) && = \\
 &= o(\Delta t) \cdot (p_k + p_{k-1} + p_{k-2} \dots + p_0) && + \\
 &+ p_k(t) \cdot (1 - \lambda \Delta t) + p_{k-1}(t) \cdot (\lambda \Delta t) && = \\
 &= p_k(t) \cdot (1 - \lambda \Delta t) + p_{k-1}(t) \cdot \lambda \Delta t + o(\Delta t) \\
 \Rightarrow p_k(t + \Delta t) &= p_k(t) - p_k(t)(\lambda \Delta t) + p_{k-1}(t) \cdot \lambda \Delta t + o(\Delta t) \\
 \Rightarrow^{15} p_k(t + \Delta t) - p_k(t) &= \cancel{p_k(t)} - \cancel{p_k(t)} - p_k \cdot (\lambda \Delta t) + p_{k-1} \cdot \lambda \Delta t + o(\Delta t)
 \end{aligned}$$

¹⁵ Sottraendo $p_k(t)$ ad ambo i membri.

$$\Rightarrow \text{}^{16} \frac{p_k(t + \Delta t) - p_k(t)}{\Delta t} = -p_k(t) \cdot \lambda + p_{k-1}(t) \cdot \lambda + \frac{o(\Delta t)}{\Delta t}$$

Facendo il $\lim_{\Delta t \rightarrow 0}$ () si ottiene:

$$\Rightarrow \begin{cases} p'_k(t) = -\lambda p_k(t) + \lambda p_{k-1}(t) & \text{per } k = 1, 2, \dots \\ p'_0(t) = -\lambda p_0(t) & \text{per } k = 0. \end{cases}$$

e risolvendo questo sistema di equazioni differenziali con le condizioni iniziali

$$\begin{aligned} p_0(0) &= 1 && \text{per } k = 0 \\ p_k(0) &= 0 && \text{per } k > 0 \end{aligned}$$

risulta:

$$p_k(t) = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^k}{k!}$$

e per un periodo di tempo unitario:

$$p_k = e^{-\lambda} \frac{(\lambda)^k}{k!} \quad k = 0, 1, 2, \dots, K \quad \text{c.v.d.}$$

¹⁶ Dividendo ambo i membri per Δt .

Punto B)

Date M variabili aleatorie INDIPENDENTI, distribuite secondo delle Poisson di parametri λ_i ($i=1,2,\dots, M$), la variabile aleatoria somma delle suddette variabili sarà distribuita secondo una Poisson, con parametro pari alla somma dei parametri λ_i :

$$\text{Se } \tilde{K}_i \sim \text{Poisson}(\lambda_i) \Rightarrow \sum_{i=1}^M \tilde{K}_i \sim \text{Poisson}\left(\sum_{i=1}^M \lambda_i\right)$$

Dimostrazione

$$\text{Sia } \tilde{G} = \sum_{i=1}^M \tilde{K}_i$$

$$\Rightarrow M_{\tilde{G}}(s) =^{17} \prod_{i=1}^M M_{\tilde{K}_i}(s) =$$

$$= \exp[\lambda_1(e^s - 1)] \cdot \exp[\lambda_2(e^s - 1)] \cdot \dots \cdot \exp[\lambda_M(e^s - 1)] =$$

$$= \exp[(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \dots + \lambda_M)(e^s - 1)]$$

$$\Rightarrow^{18} \tilde{G} \sim \text{Poisson}\left(\sum_{i=1}^M \lambda_i\right) \quad \text{c.v.d.}$$

¹⁷ Perché le \tilde{K}_i sono reciprocamente indipendenti.

¹⁸ Per l'esatta e univoca corrispondenza tra funzione generatrice dei momenti e distribuzione di probabilità.

Punto C)

Sia $u(\lambda)$ la funzione di densità di Λ ; allora, la distribuzione del numero dei sinistri in portafoglio sarà:

$$p_k = \int_0^{\infty} P(K|\lambda) u(\lambda) d\lambda = \int_0^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^k}{k!} u(\lambda) d\lambda \quad k = 0, 1, 2, \dots, K$$

Tale distribuzione viene definita distribuzione MISTURA DI POISSON, mentre $u(\lambda)$ è chiamata distribuzione MISTURANTE o STRUCTURE FUNCTION.

Qualunque sia la distribuzione misturante, la distribuzione mistura di Poisson presenterà sempre una varianza maggiore della sua media.

Dimostrazione

Sia $P(\tilde{K}=k|\Lambda=\lambda) = P(k|\lambda)$ la Poisson condizionata al parametro λ e sia $\mu_2[\tilde{K}|\lambda]$ il suo momento centrale di ordine 2, che è pari a:

$$\mu_2[\tilde{K}|\lambda] = \text{Var}[\tilde{K}|\lambda] + E^2[\tilde{K}|\lambda] = \lambda + \lambda^2$$

Si ottiene per la media:

$$E[\tilde{K}] = \sum_k k P(k) \int_0^{\infty} P(k|\lambda) u(\lambda) d\lambda = \int_0^{\infty} \sum_k k P(k|\lambda) u(\lambda) d\lambda$$

$$\Rightarrow E[\tilde{K}] = \int_0^{\infty} \lambda u(\lambda) d\lambda = E[\Lambda]$$

e per la varianza:

$$\begin{aligned}\mu_2[\tilde{K}] &= \sum_k k^2 \int_0^\infty P(k|\lambda)u(\lambda) d\lambda = \int_0^\infty \sum_k k^2 P(k|\lambda)u(\lambda) d\lambda = \\ &= \int_0^\infty \lambda u(\lambda) d\lambda + \int_0^\infty \lambda^2 u(\lambda) d\lambda = E[\Lambda] + \mu_2[\Lambda] = \\ &= E[\Lambda] + \text{Var}[\Lambda] + E^2[\Lambda]\end{aligned}$$

da cui:

$$\begin{aligned}\text{Var}[\tilde{K}] &= \mu_2[\tilde{K}] - E^2[\tilde{K}] = E[\Lambda] + \text{Var}[\Lambda] + E^2[\Lambda] - E^2[\Lambda] \\ \Rightarrow \text{Var}[\tilde{K}] &= E[\Lambda] + \text{Var}[\Lambda] \quad \text{c.v.d.}\end{aligned}$$

CAPITOLO 5

VALUTAZIONE DELLA SOLVIBILITA' D'IMPRESA: SIMULAZIONI DI PORTAFOGLIO

5.1: INTRODUZIONE

L'obiettivo finale di questo lavoro è la valutazione dell'impatto di differenti elementi di personalizzazione a posteriori sulla solvibilità d'impresa, attraverso un'analisi simulata nel breve-medio periodo di diversi elementi costitutivi un generico portafoglio di assicurati R.C. Auto.

Per poter procedere con l'analisi è, dunque, necessario fornire delle ulteriori ipotesi di specificazione del modello utilizzato, sia per quanto riguarda il sistema Bonus-Malus, sia in connessione con l'evoluzione nel tempo del portafoglio stesso e della sua sinistrosità. In particolare, riguardo allo sviluppo della composizione del portafoglio, divengono fondamentali due aspetti:

1. i flussi in entrata e in uscita dal portafoglio;
2. la rispondenza tra sinistrosità reale e sinistrosità apparente.

1. I flussi in entrata verso il portafoglio sono costituiti da un certo numero di automobilisti che stipulano un nuovo contratto.

Le uscite, invece, si distinguono in quelle per termine della vita assicurativa automobilistica dell'individuo, e in quelle per scelta dell'assicurato stesso di stipulare il contratto presso una compagnia diversa. Il primo caso ha un impatto pressoché trascurabile sulla distribuzione degli assicurati nelle classi di merito, sia sui flussi di premi, sia sui risarcimenti; nel secondo caso, invece, si parla di "adverse selection", in quanto l'assicurato decide di stipulare il contratto con una compagnia che pratica per quell'automobilista un prezzo più vantaggioso. Nel modello utilizzato in questa sede, verranno considerati solamente i flussi in entrata verso il portafoglio.

2. La sinistrosità reale di un assicurato può essere alterata dall'assicurato stesso, nel momento in cui questo, in presenza di sinistro – tipicamente di lieve entità –, provvede all'autoliquidazione del danno, valutando più conveniente il pagamento

del sinistro rispetto alla penalizzazione di premio in cui incorrerebbe a seguito della denuncia alla compagnia.

Nel modello in oggetto si suppone che l'autoliquidazione dei sinistri non venga praticata dagli assicurati e che quindi l'impresa di assicurazione debba liquidare effettivamente tutti i sinistri accaduti, e quindi denunciati.

Un ulteriore elemento di possibile alterazione della corrispondenza tra sinistrosità reale e apparente è il "moral hazard", cioè la possibilità da parte degli assicurati di modificare la probabilità dell'evento sinistrorso rispetto a quella che si aveva in assenza di copertura assicurativa. Essendo, però, di difficile determinazione e quantificazione, quest'ultimo aspetto non verrà preso in considerazione nel seguito della trattazione.

Si procede, quindi, con la presentazione delle ipotesi utilizzate nell'analisi per quanto concerne:

- la struttura del sistema Bonus-Malus;
- la distribuzione del numero e del costo sinistri;
- il fatto di considerare collettività aperte;
- il premio di equilibrio;
- l'indice di solvibilità e i principali momenti delle variabili utilizzate.

L'analisi è suddivisa in due parti: nella prima si vogliono studiare la severità e le caratteristiche di un sistema Bonus-Malus, attraverso la distribuzione nel tempo degli assicurati nelle classi e l'osservazione dell'andamento dei premi di equilibrio; nella seconda si vuole analizzare l'impatto dell'utilizzo di tale sistema sulla solvibilità d'impresa, attraverso lo studio dell'andamento dell'indice di solvibilità e dei suoi principali momenti.

L'approccio è di tipo simulativo individuale – Metodo di Montecarlo – sviluppato attraverso il software Matlab.

5.2: LE IPOTESI DEL MODELLO

5.2.1: La struttura del sistema Bonus-Malus

Il sistema Bonus-Malus utilizzato nello sviluppo delle simulazioni è quello italiano cosiddetto “ministeriale” che, come visto nell’analisi presente nel capitolo 3, viene ancora largamente utilizzato dalle compagnie italiane, o nella versione originale, o con l’adozione di piccole modifiche nei coefficienti.

Se ne richiamano, dunque, le caratteristiche principali.

La tabella 5.1 rappresenta le classi del sistema in oggetto con i coefficienti di premio associati ad ogni classe:

CLASSI i	1	2	3	4	5	6	7	8	9
$\delta (i)$	0,50	0,53	0,56	0,59	0,62	0,66	0,70	0,74	0,78
CLASSI i	10	11	12	13	14	15	16	17	18
$\delta (i)$	0,82	0,88	0,94	1,00	1,15	1,30	1,50	1,75	2,00

Tabella 5.1: Classi del sistema Bonus-Malus utilizzato nel modello di simulazione.

La classe di ingresso è la quattordici, caratterizzata da coefficiente di premio pari a 1,15; le regole evolutive si possono esprimere tramite la formula:

$$j_{i,k} = \begin{cases} \max (i - 1 ; 1) & \text{se } k = 0 \\ \min (i + 3k - 1 ; 18) & \text{se } k \geq 1 \end{cases}$$

in cui j_{ik} è la classe di arrivo per chi si trova nella classe i e ha commesso k sinistri.

5.2.2: Distribuzione del numero dei sinistri e costo dei sinistri

Per quanto riguarda la distribuzione dei sinistri, si è proceduto alla simulazione del numero dei sinistri effettuati ogni anno singolarmente da ogni individuo appartenente al portafoglio, assumendo come ipotesi principale che tale variabile si distribuisse come una Poisson semplice. I parametri di tale distribuzione sono sempre stati considerati differenti per ogni classe del sistema Bonus-Malus e desunti dalla statistica ANIA sui dati dell'anno 2001 presente nel Capitolo 3 alla pagina 130. L'assunzione sottostante, quindi, a tale procedimento è quella che tutti gli assicurati che nel t-esimo anno si trovino nella classe j-esima mostrano la medesima sinistrosità; questa, inoltre, viene considerata, seppur differente per ogni classe, costante nel tempo.

La variabile “costo di ogni sinistro” è stata invece simulata singolarmente per ogni sinistro secondo una distribuzione Lognormale con media pari a 3.250 Euro e scarto quadratico medio pari a 16.250 (si è assunto come parametro il coefficiente di variazione del costo sinistri $c_z = \sigma(\tilde{Z})/E(\tilde{Z})$, e da esso si è poi desunto il valore dello s.q.m.).

5.2.3: Collettività aperte

Come detto, per valutare una collettività aperta si considerano in questo ambito solamente i flussi in entrata da parte di automobilisti che si assicurano per la prima volta. Si ipotizza, quindi, che ogni anno entri in assicurazione un numero di individui pari ad una percentuale della popolazione presente in compagnia l'anno precedente: tale percentuale è stata considerata pari al 6% per una piccola compagnia, e al 4% per una media compagnia. L'analisi comprenderà casi di portafoglio “aperto”, considerando, cioè, tali flussi, e casi di portafoglio “chiuso”, in cui non verranno previste entrate di nuovi assicurati.

5.2.4: Il premio di equilibrio

Nella prima parte del modello viene calcolato ogni anno il premio di equilibrio; questo, per l'anno t , è definito da:

$$P_t^* = \frac{E_i(\tilde{X})}{\sum_{j=1}^{18} \delta_j \cdot \Pr(\tilde{Y}_t = j)}$$

dove: $E_i(\tilde{X})$ è l'esborso atteso dell'assicuratore, cioè il "costo medio sinistri", per l'anno t ;

δ_j è il coefficiente di premio associato alla classe j ;

$\Pr(\tilde{Y}_t = j)$ è la probabilità che ha un assicurato appartenente al portafoglio in oggetto di trovarsi nella classe j .

5.2.5: L'indice di solvibilità \tilde{U}/B

Per valutare l'impatto degli elementi costitutivi un sistema Bonus-Malus sulla solvibilità di una impresa di assicurazioni, è agevole considerare non già l'ammontare della riserva di rischio così come definita nel precedente Capitolo 4, ma il suo rapporto per i premi di tariffa B_t .

La riserva di rischio per l'anno t – valore aleatorio perché dipendente dalla variabile aleatoria costo dei sinistri –, si ricorda, è data da:

$$\tilde{U}_t = \tilde{U}_{t-1}(1+j) + [B_t - \tilde{X}_t - E_t](1+j)^{1/2}$$

avendo indicato con B_t il premio di tariffa, \tilde{X}_t la variabile aleatoria costo totale dei sinistri a carico della compagnia, e con E_t le spese generali e di acquisizione; si ricorda, inoltre, l'ipotesi per la quale i rendimenti finanziari, al tasso costante annuo deterministico pari a j ,

si realizzino a metà periodo. Nel modello non sono considerati la possibilità di distribuzione dei dividendi, la tassazione e la riassicurazione.

Il premio di tariffa è dato dalla somma del premio di rischio $P_t = E(\tilde{X}_t)$, del caricamento di sicurezza espresso come percentuale costante del premio di rischio $\eta \cdot P_t$ e del caricamento per spese $c \cdot B_t$:

$$B_t = P_t + \eta \cdot P_t + c \cdot B_t$$

Assumendo che il valore attuale delle spese sia pari all'ammontare del caricamento ipotizzato, la riserva di rischio si può scrivere come segue:

$$\tilde{U}_t = \tilde{U}_{t-1}(1+j) + [(1+\eta) \cdot P_t - \tilde{X}_t] (1+j)^{1/2}$$

Se si considera, inoltre, un premio di tariffa crescente in base al tasso di inflazione i e al tasso di crescita reale della compagnia g , supposti costanti e deterministici sull'orizzonte temporale considerato:

$$B_t = (1+i) \cdot (1+g) \cdot B_{t-1}$$

il rapporto $\tilde{u}_t = \tilde{U}_t / B_t$, che prende il nome di "indice di solvibilità" è caratterizzato, per l'anno t , dalla seguente espressione:

$$\tilde{u}_t = r \cdot \tilde{u}_{t-1} + p \cdot \left[(1 + \eta) - \frac{\tilde{X}_t}{P_t} \right]$$

dove r e p sono rispettivamente descritti dai seguenti rapporti:

$$r = \frac{(1+j)}{(1+i) \cdot (1+g)}$$

$$p = \frac{1-c}{1+\eta} (1+j)^{1/2} = \frac{P}{B} \cdot (1+j)^{1/2}$$

e in cui: j è il tasso di rendimento degli investimenti;
 i è il tasso di inflazione sul costo sinistri;
 g è il tasso di crescita reale della compagnia;
 c è il caricamento per spese;
 η è il caricamento di sicurezza.

L'indice di solvibilità $\tilde{u}_t = \tilde{U}_t / B_t$ esprime, quindi, la riserva di rischio in termini percentuali rispetto alla massa dei premi di tariffa in t .

Si noti come il fattore annuale r dipenda dal tasso di rendimento degli investimenti, dal tasso di inflazione sul costo sinistri e dal tasso di crescita reale della compagnia; dall'altro lato, il fattore p dipende dall'incidenza dei premi di rischio sui premi di tariffa (P/B), costante se i caricamenti per spese e i caricamenti di sicurezza vengono mantenuti costanti nel tempo, e crescente secondo il tasso di rendimento degli investimenti per metà anno.

Per poter studiare la distribuzione dell'indice \tilde{u}_t , è necessario conoscere innanzitutto i momenti del rapporto aleatorio \tilde{X}_t / P_t nel t -esimo anno, che, nell'ambito della modellizzazione considerata, corrispondono alle seguenti espressioni¹:

$$E(\tilde{X}_t / P_t) = 1$$

$$\sigma^2(\tilde{X}_t / P_t) = \frac{1 + c_z^2}{n_t} = \sigma^2(\tilde{X}_0 / P_0)$$

$$\gamma(\tilde{X}_t / P_t) = \gamma(\tilde{X}_t) = \frac{1}{\sqrt{(1+g)^t}} \cdot \gamma(\tilde{X}_0)$$

¹ Per la dimostrazione si veda Pentikainen e Rantala (1982).

in cui:

$c_z = \sigma(\tilde{Z})/E(\tilde{Z})$ rappresenta la misura di variabilità della variabile (\tilde{Z}) , e non dipende da t dato che le (\tilde{Z}) sono tutte identicamente distribuite;

$n_t =$ numero atteso di sinistri nell'anno t .

Una volta ricavati tali valori caratteristici, é immediato ottenere i momenti dell'indice di solvibilità considerato. Per il valor medio si ottiene:

$$E(\tilde{u}_t) = \begin{cases} u_0 + \frac{1-c}{1+\eta} \cdot \eta \cdot (1+j)^{1/2} \cdot t & \text{se } r = 1 \\ r^t \cdot u_0 + \frac{1-c}{1+\eta} \cdot \eta \cdot (1+j)^{1/2} \cdot \frac{1-r^t}{1-r} & \text{se } r \neq 1 \end{cases}$$

Nei casi pratici si ha solitamente $r < 1$, quindi la rilevanza del ratio iniziale u_0 é più significativa nei primi anni, ma successivamente é il caricamento di sicurezza η ad essere espressivo del valore atteso del ratio u . La media dell'indice di solvibilità, quindi, sarà influenzata per i primi anno dall'ammontare della riserva iniziale, mentre con il passare degli anni acquisterà sempre maggior peso il livello dei caricamenti di sicurezza e il valore della riserva iniziale risulterà sempre meno influente.

Si noti, invece, come la dimensione della compagnia non abbia effetto sul valore atteso del ratio U/B ; in effetti, il parametro n (numero atteso di sinistri) influenza sia la riserva di rischio U , sia il volume dei premi di tariffa B , ma secondo la medesima proporzione (almeno nella presente modellizzazione) e quindi il valore atteso del rapporto tra le due grandezze é indipendente dal numero di polizze in vigore.

La varianza dell'indice \tilde{u}_t è data da:

$$\sigma^2(\tilde{u}_t) = \begin{cases} \left[\frac{1-c}{1+\eta} \cdot (1+j)^{1/2} \right]^2 \cdot \frac{1+c_z^2}{n_0 \cdot (1+g)^t} \cdot t & \text{se } r=1 \\ \left[\frac{1-c}{1+\eta} \cdot (1+j)^{1/2} \right]^2 \cdot \frac{1+c_z^2}{n_0 \cdot (1+g)^2} \cdot \frac{1 - [r^{2t}(1+g)^t]}{1 - [r^2(1+g)]} & \text{se } r \neq 1 \end{cases}$$

La deviazione standard di del rapporto U/B è influenzata dal ratio p , e quindi dal rapporto tra i premi di rischio e i premi di tariffa, in modo tale che un caricamento di sicurezza maggiore determina una diminuzione della variabilità dell'indice di solvibilità. Il coefficiente di variazione del costo sinistri \tilde{Z} , c_z , è un elemento chiave nella misura della variabilità di U/B, essendo presente nella formulazione elevato al quadrato: un aumento di tale coefficiente produrrà un aumento più che proporzionale nella variabilità del ratio in oggetto. Si noti come nel caso di portafoglio di dimensione maggiore (n_0 più grande) si ottenga una riduzione della variabilità di \tilde{u}_t : a fronte, infatti, di un aumento delle dimensioni della compagnia, a parità di tutti gli altri elementi, si viene a produrre sicuramente un incremento della variabilità assoluta – cioè della variabilità di \tilde{U}_t –, ma parallelamente si assiste ad una diminuzione della variabilità relativa – cioè della variabilità di \tilde{u}_t –. Ciò significa che l'assunzione di un numero maggiore di polizze comporta naturalmente un requisito di capitale crescente, ma allo stesso tempo, all'aumentare della massa dei premi di tariffa, il capitale addizionale necessario risulta meno significativo².

² Si ricordi che per i rami danni, il requisito previsto dal margine minimo di solvibilità comunitario, calcolato sui premi, decresce dal 18% al 16% al crescere del volume d'affari.

L'indice di asimmetria di \tilde{u}_t è dato da:

$$\gamma(\tilde{u}_t) = - \frac{1}{\sqrt{n_0 \cdot (1+g)^t}} \cdot \frac{a_{3Z,0}}{(a_{2Z,0})^{3/2}} \cdot \frac{\frac{1 - [r^{3t}(1+g)^{2t}]}{1 - [r^3(1+g)^2]}}{\left(\frac{1 - [r^{2t}(1+g)^{2t}]}{1 - [r^2(1+g)^2]} \right)^{3/2}}$$

in cui:

$a_{3Z,0}$ è il momento semplice di terzo ordine della variabile aleatoria \tilde{Z} in $t = 0$;

$a_{2Z,0}$ è il momento semplice di secondo ordine della variabile aleatoria \tilde{Z} in $t = 0$.

In questa formulazione, l'indice di asimmetria di \tilde{u}_t può essere suddiviso in tre componenti: la prima è correlata con il numero di polizze e con il tasso di crescita della compagnia; la seconda dipende dalla distribuzione del costo sinistri; la terza è composta da una combinazione tra il tasso di crescita della compagnia, il tasso di inflazione sul costo sinistri e il tasso di rendimento degli investimenti. Si noti come non sia presente il caricamento di sicurezza. Con il passare degli anni, l'indice di asimmetria del ratio U/B cresce da un valore negativo, verso lo zero, denotando la tendenza del rapporto \tilde{U}/B a diventare sempre più simmetrico col passare del tempo.

5.3: I RISULTATI DELLE SIMULAZIONI DI PORTAFOGLIO

5.3.1: La distribuzione degli assicurati nelle classi

In questa prima parte sono state effettuate delle simulazioni di portafoglio atte a verificare la severità del sistema Bonus-Malus in oggetto, andando a monitorare su un orizzonte temporale di 30 anni la distribuzione degli assicurati nelle classi di tale sistema.

Le simulazioni sono state effettuate per quattro categorie di portafoglio, combinando due diverse caratteristiche dello stesso:

- compagnia in fase di avviamento / compagnia “a regime”;
- portafoglio chiuso / portafoglio aperto a nuovi ingressi.

Si riportano di seguito le peculiarità dei quattro gruppi e le assunzioni fondamentali in sede di simulazione:

GRUPPO 1) New company, portafoglio chiuso:

Numero iniziale di assicurati:	1.000, tutti in classe 14
Numero di nuovi ingressi:	0 ogni anno
Numero di simulazioni:	5.000
Sinistrosità individuale:	diversa per ogni classe, costante negli anni

GRUPPO 2) New company, portafoglio aperto:

Numero iniziale di assicurati:	1.000, tutti in classe 14
Numero di nuovi ingressi:	6% della popolazione dell'anno precedente
Numero di simulazioni:	5.000
Sinistrosità individuale:	diversa per ogni classe, costante negli anni

GRUPPO 3) Compagnia a regime, portafoglio chiuso:

Numero iniziale di assicurati: 10.000, distribuiti nelle classi secondo la statistica ANIA 2001

Numero di nuovi ingressi: 0 ogni anno

Numero di simulazioni: 5.000

Sinistrosità individuale: diversa per ogni classe, costante negli anni

GRUPPO 4) Compagni a regime, portafoglio aperto:

Numero iniziale di assicurati: 10.000, distribuiti nelle classi secondo la statistica ANIA 2001

Numero di nuovi ingressi: 4% della popolazione dell'anno precedente

Numero di simulazioni: 5.000

Sinistrosità individuale: diversa per ogni classe, costante negli anni

Il grafico 5.1 rappresenta l'andamento dei dati utilizzati:

Statistica ANIA - Anno 2001

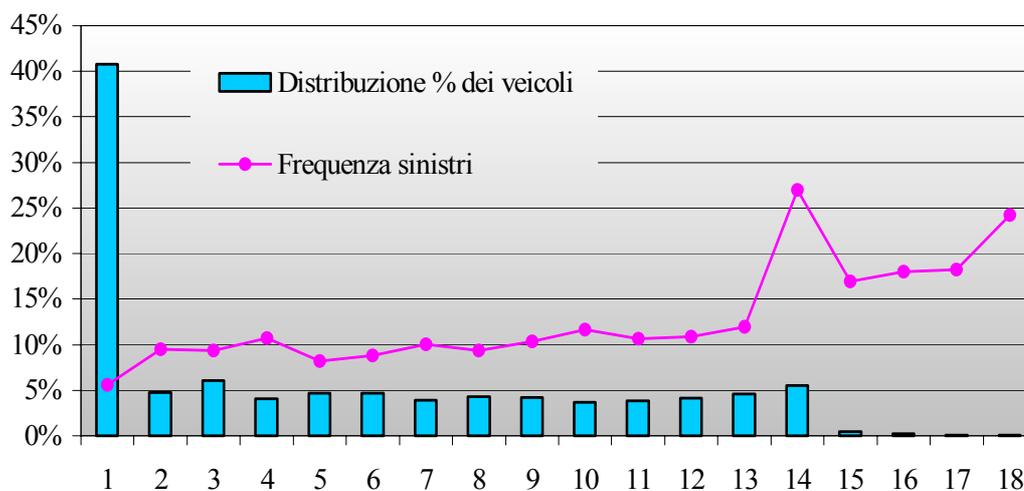
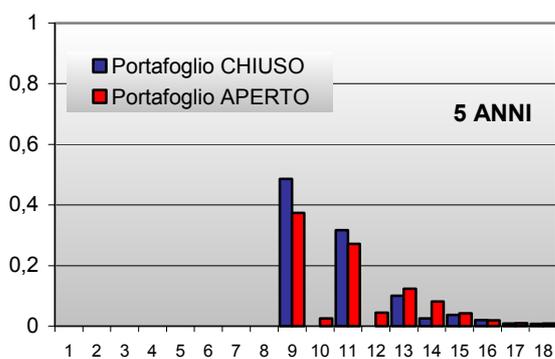


Grafico 5.1: Statistica ANIA per l'anno 2001.

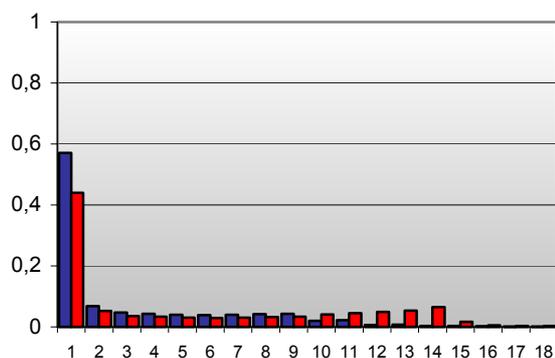
Si noti come più del 40% degli assicurati si trovi nella classe di massimo bonus, mentre le classi 15, 16, 17 e 18 siano caratterizzate da una bassissima popolazione (4,6%, 2,1%, 0,6% e 0,7% rispettivamente), a conferma del fatto che il sistema Bonus-Malus ministeriale italiano sia effettivamente poco penalizzante. Il picco di frequenza sinistri in corrispondenza della quattordicesima classe è dovuto all'eterogeneità dei rischi tipica della classe iniziale.

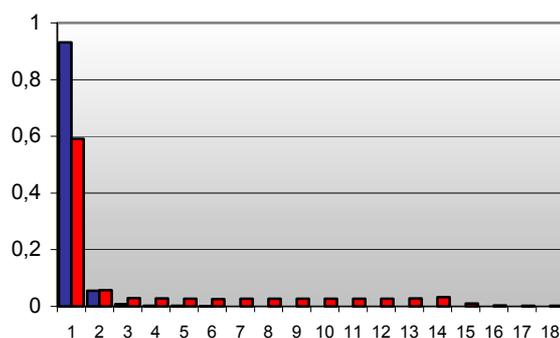
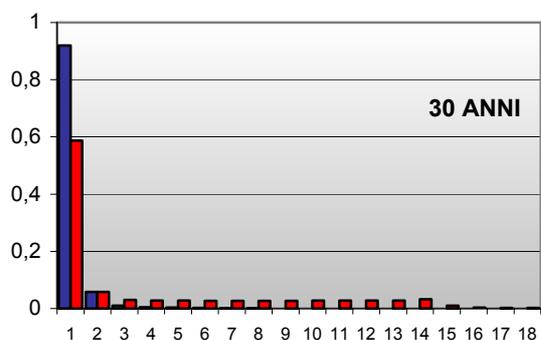
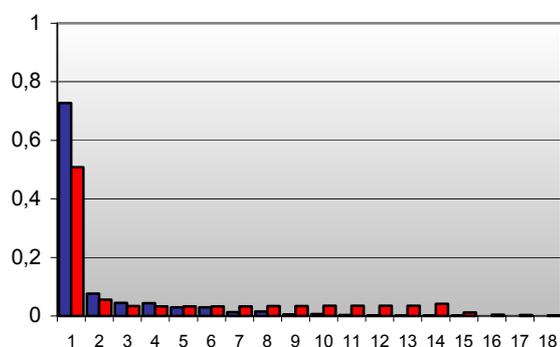
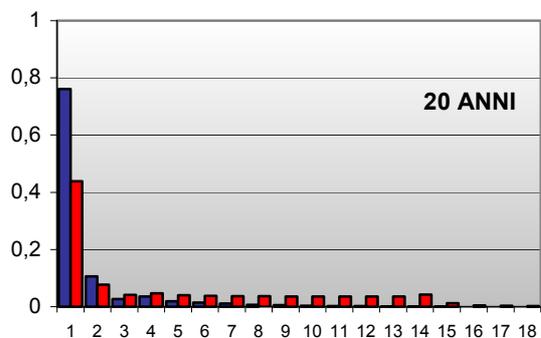
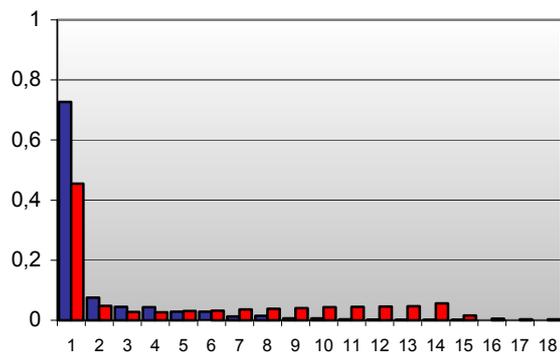
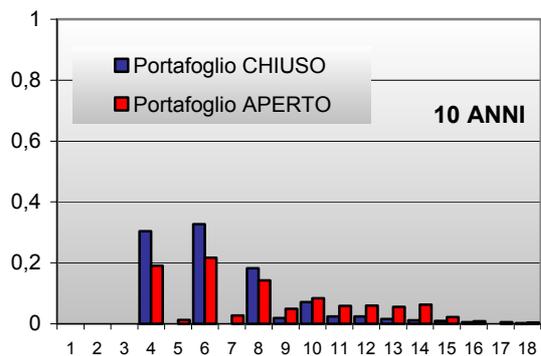
Nei grafici successivi sono poste a confronto le ripartizioni degli assicurati nelle classi di merito del sistema, nei due casi di nuova compagnia e compagnia a regime, in corrispondenza di quattro diverse epoche di osservazione: 5 anni, 10 anni, 20 anni e 30 anni. In ogni grafico, inoltre, viene riportata la suddivisione tra portafoglio aperto e portafoglio chiuso:

NUOVA COMPAGNIA:



COMPAGNIA A REGIME:





Come previsto, si nota un veloce spostamento degli assicurati verso le classi più basse; movimento particolarmente accentuato per i portafogli chiusi e notevolmente marcato col passare del tempo. Nel caso di nuova compagnia, dopo 10 anni le classi, sia in caso di collettività chiusa che di collettività aperta, non sono tutte occupate, come diretta conseguenza delle regole evolutive del sistema, mentre già dopo 20 anni la concentrazione

nella prima classe è molto evidente, per diventare massima dopo 30 anni. Si nota, inoltre, che già dopo 20 anni la nuova compagnia prevede una distribuzione degli assicurati nelle classi molto vicina a quella della compagnia a regime, nello stesso anno di osservazione; le percentuali sono pressoché uguali tra le due compagnie al trentesimo anno. A questa data, le caratteristiche delle due imprese sono del tutto analoghe: un'altissima concentrazione degli assicurati nella prima classe, in caso di portafoglio chiuso, e una distribuzione molto vicina ai dati ANIA, in caso di portafoglio aperto.

Una diretta conseguenza della concentrazione nel tempo degli assicurati nelle classi di massimo sconto, è una diminuzione progressiva del livello medio dei premi incassati dalla impresa di assicurazioni; tale diminuzione comporta uno squilibrio finanziario del sistema, con la conseguente necessità di adeguamenti ricorrenti dei premi. In questo modo, quindi, le compagnie devono applicare una scala di premi differente da quella prevista in sede di stipula del contratto, contravvenendo, così, ai principi di trasparenza contrattuale. I premi di equilibrio, in questo ambito, costituiscono un valido indicatore ai fini della valutazione di un sistema Bonus-Malus in quanto tengono conto, oltre che della ripartizione degli assicurati nelle classi e quindi delle regole evolutive, anche degli esborsi e dei premi attesi. L'analisi dell'evoluzione dei premi di equilibrio, permette quindi di valutare gli incrementi di premio richiesti per mantenere la stabilità finanziaria del sistema nel tempo.

Essendo il premio medio di equilibrio inversamente proporzionale ai coefficienti medi di premio, se questi diminuiscono si ha una conseguente crescita del premio medio di riferimento; nei casi esaminati è semplice dedurre che i coefficienti medi di premio diminuiscono nel tempo a seguito della incessante convergenza degli assicurati nelle classi più basse, caratterizzate, appunto, da coefficienti sempre minori. I premi di equilibrio, quindi, sono sempre in crescita nel tempo: il grafico 5.2 ne mostra l'andamento sia in caso di portafoglio chiuso che di portafoglio aperto, per una compagnia già a regime; il risultato è relativo a 5000 simulazioni.

Premi di Equilibrio

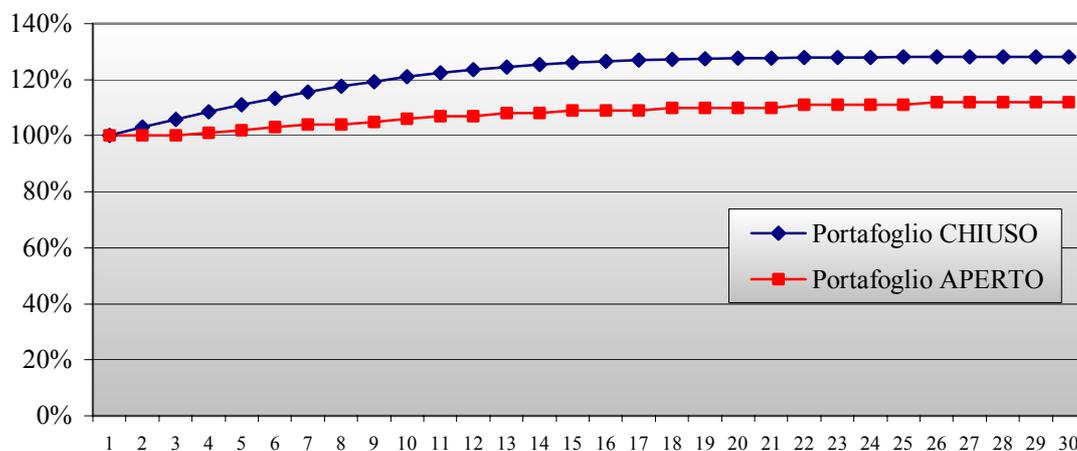


Grafico 5.2: Andamento dei premi di equilibrio; 5000 simulazioni.

I premi di equilibrio sono espressi in rapporto al premio dell'epoca 1. Si nota immediatamente come, per la collettività aperta, gli incrementi siano molto meno marcati rispetto alla collettività chiusa, in quanto nella prima il numero degli assicurati nelle classi più alte rimane comunque abbastanza significativo.

Un interessante confronto si ottiene inflazionando, secondo una legge di capitalizzazione composta, il costo medio dei sinistri in base ad un tasso costante annuo del 3,5% e del 7%³; il grafico 5.3 ne mostra i risultati:

³ Nel ramo R.C.Auto sono stati registrati negli ultimi anni tassi di inflazione sul costo sinistri anche superiori a quelli considerati in questa analisi.

Premi di Equilibrio - Z inflazionato

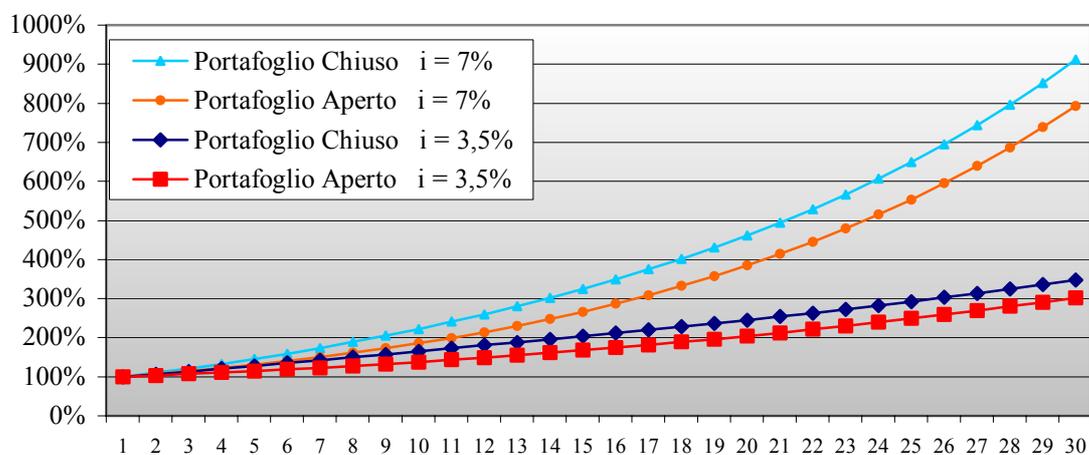


Grafico 5.3:

Premi di equilibrio con costo sinistri inflazionato al 3,5% annuo e al 7% annuo.

Anche in questo caso si mantengono vere le relazioni precedentemente evidenziate, ma cambia la concavità delle curve: gli incrementi sono più accentuati e i premi di equilibrio crescono in modo più veloce. Si noti come, a fronte di un incremento inflazionistico del 3,5%, gli aumenti siano circa del 9% ogni anno, mentre con un tasso di inflazione del 7% gli incrementi sono in media del 25%. In caso di portafoglio chiuso e inflazione al 3,5%, dopo 30 anni la compagnia necessita l'applicazione di un incremento di premi pari a tre volte e mezzo i premi richiesti all'inizio del periodo considerato, per mantenere l'equilibrio tecnico del ramo. In caso, invece, di portafoglio aperto, l'incremento risulta essere del 300%. Nel caso di inflazione al 7%, gli incrementi di premio sono del 900% per un portafoglio chiuso e dell'800% per un portafoglio aperto.

5.3.2: L'indice di solvibilità \tilde{U}/B

In questa seconda parte dell'analisi, si vogliono valutare gli impatti della personalizzazione a posteriori sulla solvibilità d'impresa, attraverso lo studio simulato

dell'andamento nel tempo dell'indice di solvibilità \tilde{U}/B , così come precedentemente definito, considerando diversi scenari posti a confronto.

In particolare, l'attenzione sarà focalizzata sulle differenze in termini di variabilità, osservabili nei casi considerati, a seguito del cambiamento di uno o più parametri.

Prima di procedere con i risultati delle simulazioni, si riportano di seguito i valori delle grandezze in gioco per le situazioni "standard", nel caso di piccola compagnia e media compagnia:

Parametri	Piccola Compagnia	Media Compagnia
Riserva di Rischio Iniziale	0,25	0,25
N° di Assicurati Iniziale	1.000	10.000
N° di Nuovi Ingressi ogni anno	6%	4%
Costo Medio dei Sinistri	3.250	3.250
Coefficiente di Variabilità del Costo Sinistri: c_z	5	5
Caricamento di Sicurezza: η	0,05	0,05
Coefficiente di Crescita reale: g	0,06	0,04
Caricamento per Spese	0,25	0,25
Inflazione sul Costo Sinistri: i	0,05	0,05
Rendimento degli Investimenti: j	0,04	0,04

Tabella 5.2: Valori dei parametri, scenari standard.

Per ogni scenario sono state effettuate 5.000 simulazioni su un orizzonte temporale di 30 anni.

PRIMO CONFRONTO: Piccola compagnia standard VS Media compagnia standard

I grafici 5.4 e 5.5 rappresentano gli andamenti dell'indice di solvibilità \tilde{U}/B delle due compagnie rispettivamente:

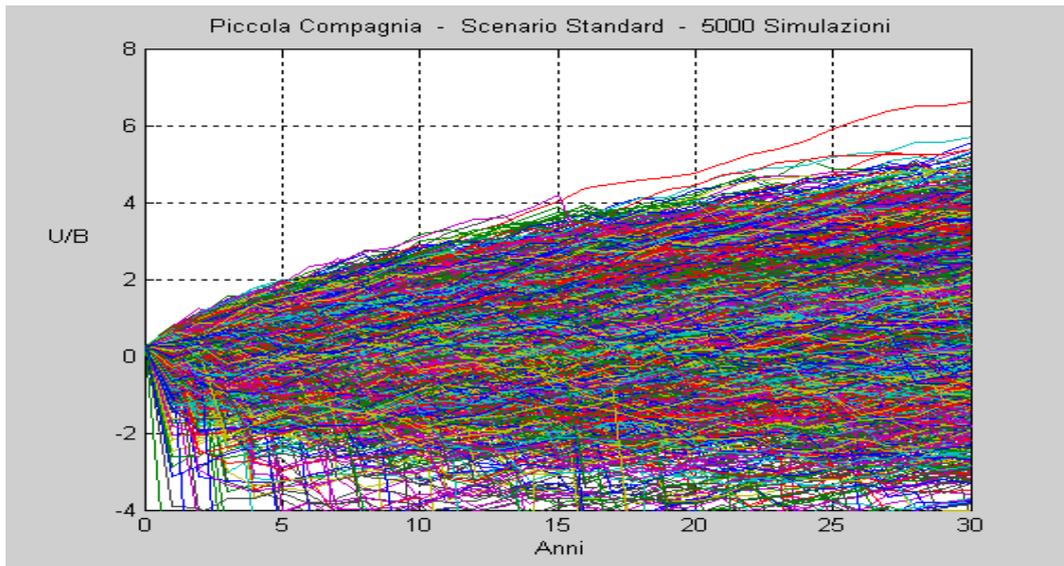


Grafico 5.4

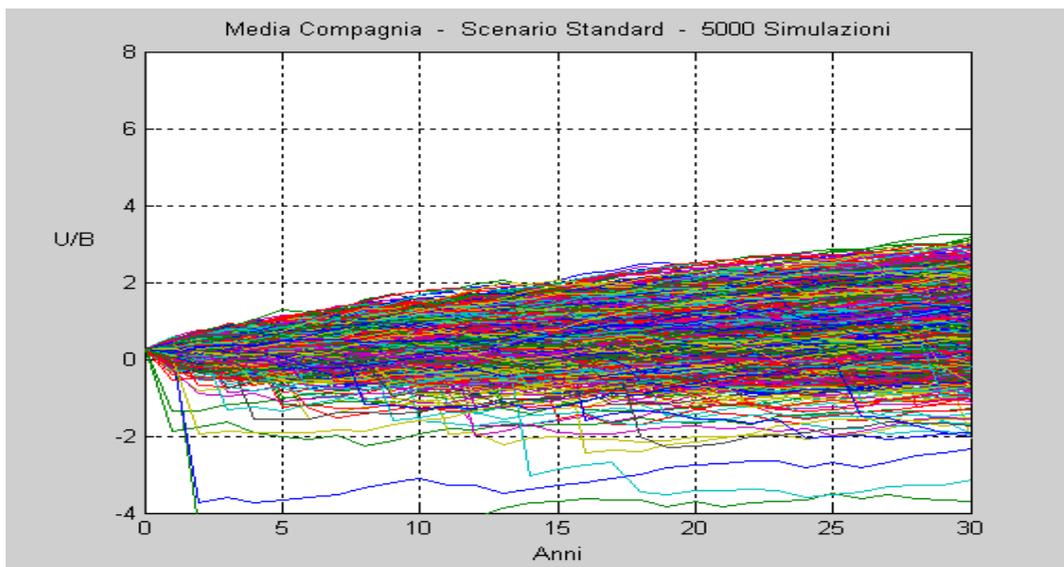


Grafico 5.5

Dai grafici si desume immediatamente come la piccola compagnia sia caratterizzata da una variabilità più accentuata che si riflette in un numero maggiore di risultati positivi, ma parallelamente anche negativi. Nel caso di compagnia di medie dimensioni, i cammini peggiori, in numero decisamente contenuto rispetto alla piccola, superano di poco la soglia di -2 e solo una situazione supera in negativo il valore -3 , dopo circa 17 anni. Come detto in precedenza dimensioni maggiori della compagnia fanno aumentare la variabilità assoluta della riserva di rischio, ma ne fanno diminuire quella relativa. A fronte, infatti, di un aumento del numero di assicurati, e quindi del numero atteso dei sinistri della compagnia, a parità di tutti gli altri elementi, si viene a produrre sicuramente un incremento della variabilità assoluta – cioè della variabilità di \tilde{U}_t- , ma parallelamente si assiste ad una diminuzione della variabilità relativa – cioè della variabilità di \tilde{u}_t- . Ciò significa che l'assunzione di un numero maggiore di polizze comporta naturalmente un requisito di capitale crescente, ma allo stesso tempo, all'aumentare della massa dei premi di tariffa, il capitale addizionale necessario risulta meno significativo.

SECONDO CONFRONTO: Piccola compagnia standard VS Piccola compagnia $c_z = 10$

I grafici 5.6 e 5.7 rappresentano i percentili e la media ottenuti dalle simulazioni di questi due scenari:

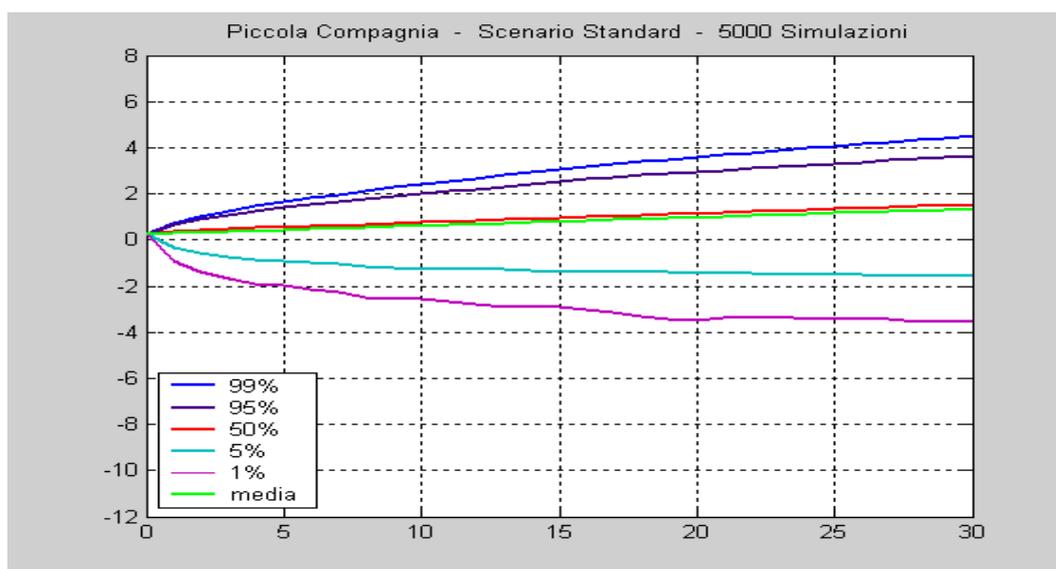


Grafico 5.6: Percentili e Media.

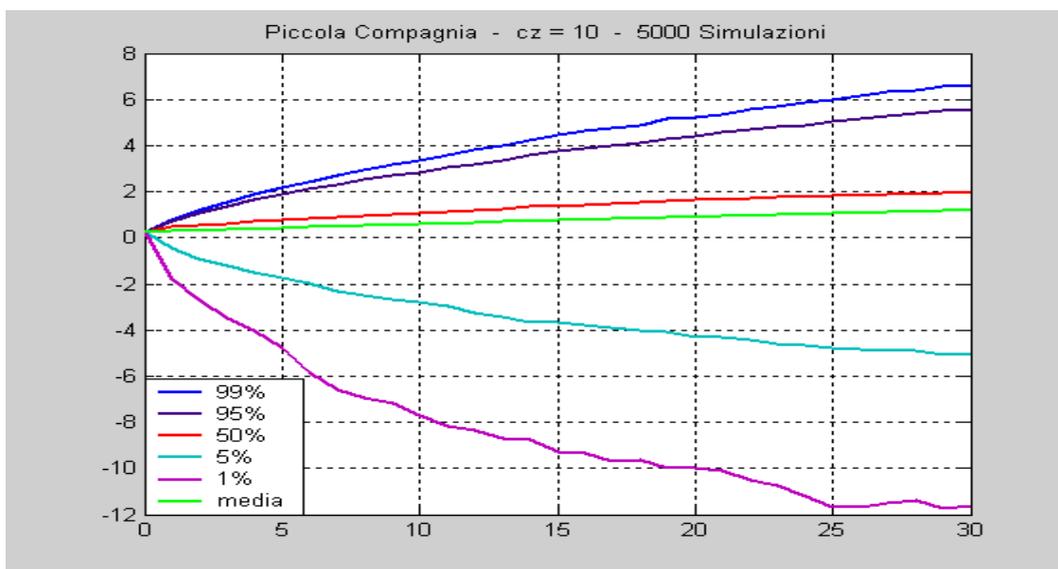


Grafico 5.7: Percentili e Media.

Come già evidenziato nelle formulazioni teoriche, un aumento della variabilità del costo sinistri espressa attraverso l'indice c_z , si riflette sulla variabilità dell'indice di solvibilità: a fronte, infatti, di un valore doppio del coefficiente di variazione del costo sinistri, la variabilità del ratio aumenta in modo più che proporzionale. I casi sfavorevoli per la compagnia si accrescono sia in numero che in gravità: dopo 15 anni l'1% dei casi si trova al di sotto del valore -6 e dopo 30 anni addirittura nel 5% dei casi l'indice \tilde{U}/B assume un valore al di sotto di -3 . La media mantiene praticamente inalterato il suo cammino: ciò è direttamente desumibile dalla formula del valor medio di \tilde{u}_t , che non dipende dal coefficiente c_z ; eventuali fluttuazioni dell'indicatore in oggetto sono dovute esclusivamente ai differenti processi simulativi.

TERZO CONFRONTO: Media compagnia standard VS Media compagnia $c_z = 10$

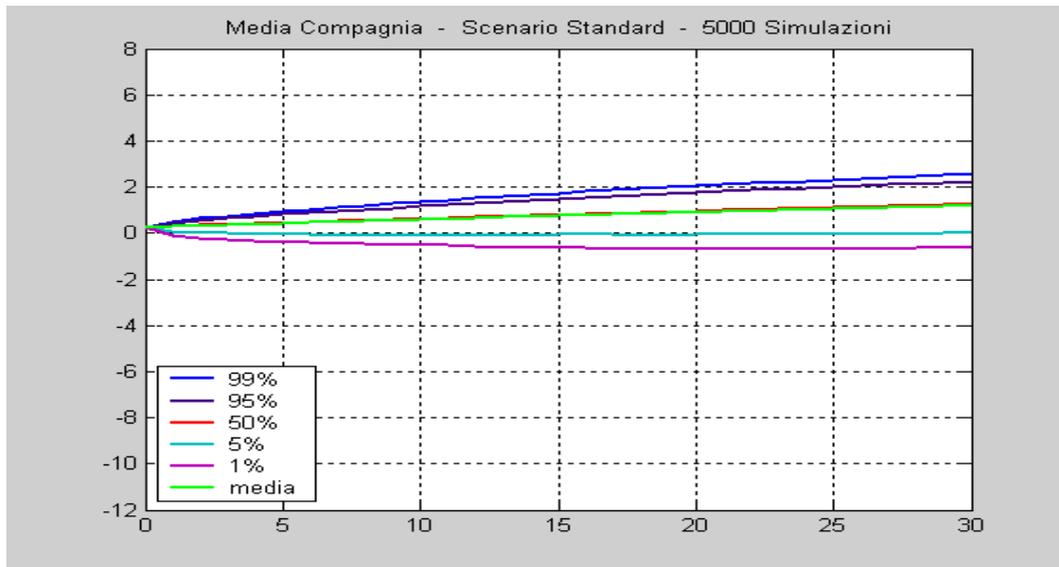


Grafico 5.8: Percentili e Media, Scenario Standard.

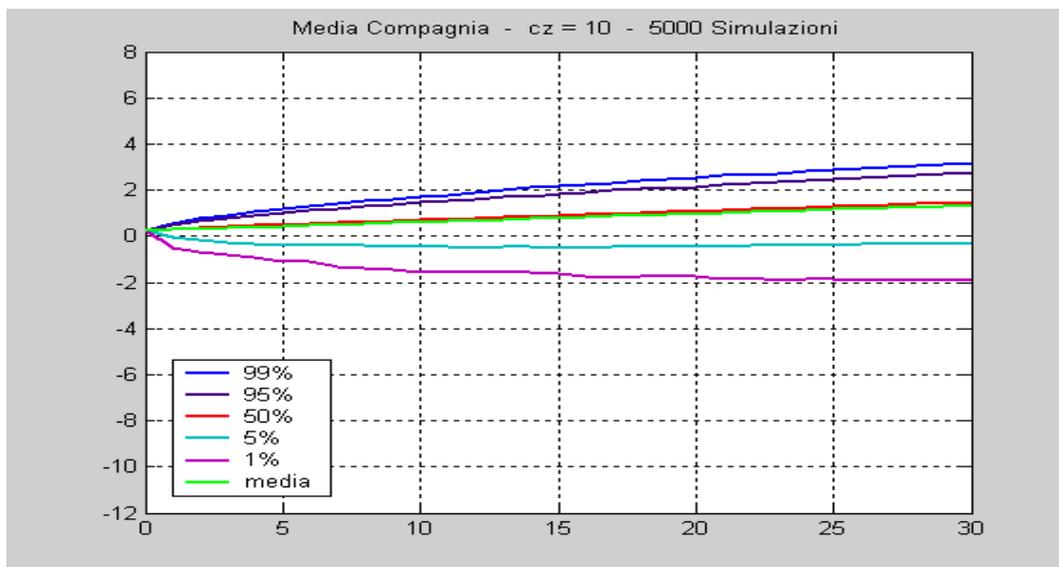


Grafico 5.9: Percentili e Media, $c_z = 10$.

Anche in questo caso l'aumento della variabilità è ben evidente nei grafici 5.8 e 5.9; l'impatto, tuttavia, di un raddoppio del coefficiente di variazione del costo sinistri, è molto più limitato rispetto a quello visto per la piccola compagnia: se nella situazione standard, infatti, per la media compagnia il 99% dei cammini si trova al di sopra di $-0,5$, nello scenario modificato la stessa percentuale di cammini non va mai al di sotto di -2 . Questo risultato deriva direttamente dal fatto che la variabilità relativa (e quindi del ratio \tilde{u}_t) aumenta all'aumentare di c_z , ma tale incremento viene attutito dal parallelo aumento del numero di assicurati, che fa invece diminuire la variabilità.

Si noti, inoltre, come invece al di sopra della media i cammini raggiungano gli stessi livelli in entrambi i casi. Questo risultato è giustificabile considerando il fatto che la variabile costo di ogni sinistro si distribuisce come una lognormale, e in particolare con indice di asimmetria positivo: si hanno molti sinistri di piccoli importi e pochi sinistri di importi sempre maggiori (si ha la cosiddetta gobba a sinistra rispetto alla media); aumentarne la variabilità significa allora "schacciare" la curva e spostarne la gobba verso destra, con un conseguente aumento dei sinistri di importo più elevato, che vanno quindi ad impattare negativamente sulla riserva di rischio.

QUARTO CONFRONTO: Media compagnia standard VS Media compagnia $\eta = 0,15$

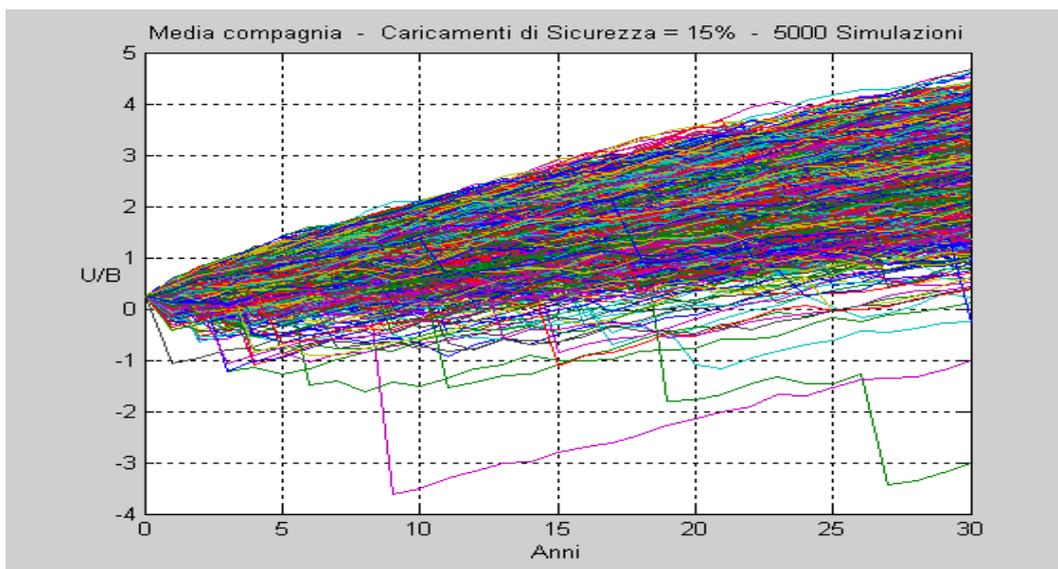
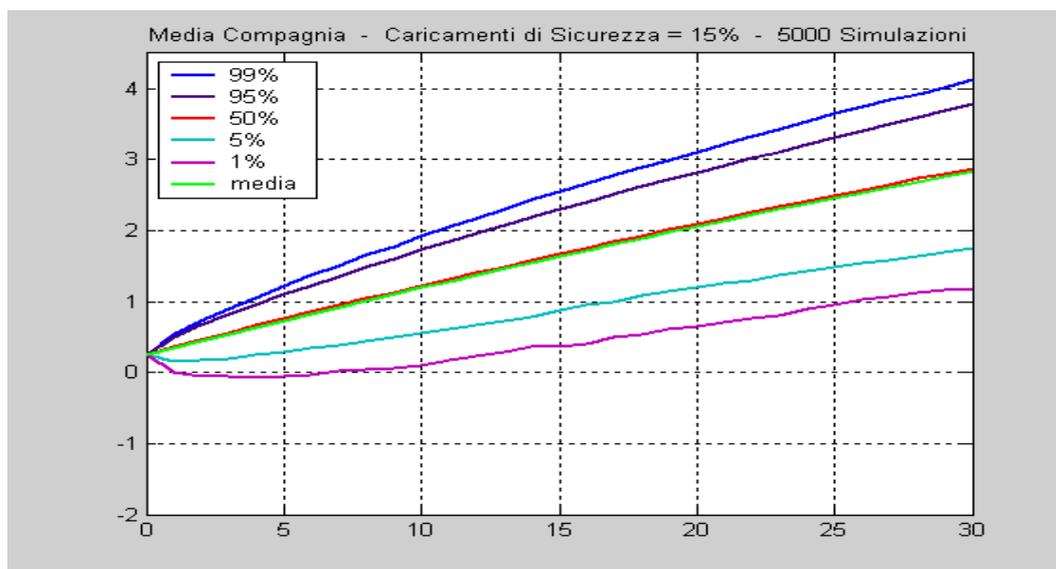
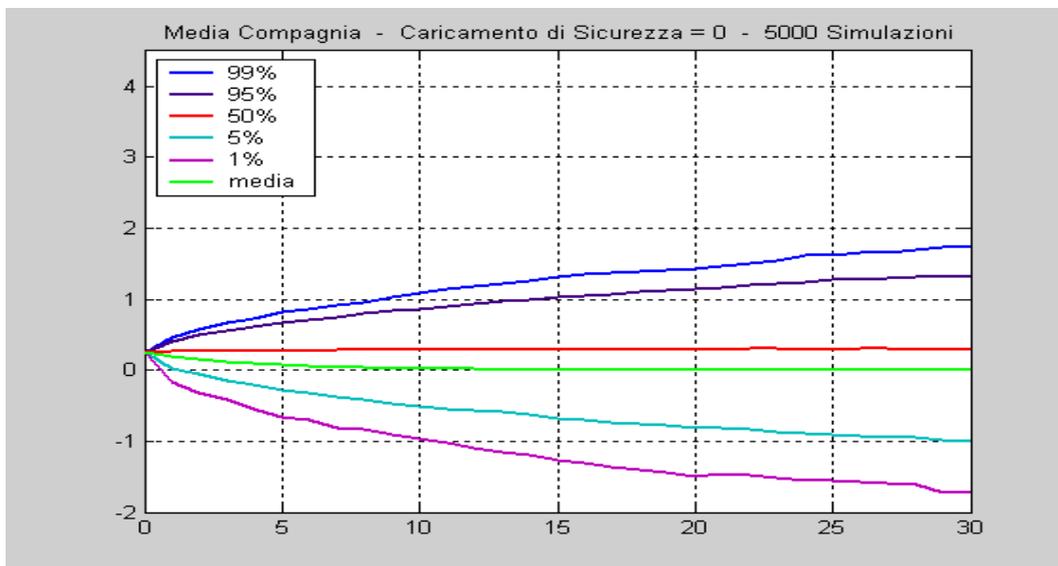


Grafico 5.10: $\eta = 0,15$.

Grafico 5.11: $\eta = 0,15$.

L'impatto di un valore così elevato dei caricamenti di sicurezza è evidente nei grafici 5.10 e 5.11: si nota come solamente l'1% dei cammini si trova al di sotto dello zero e soltanto per i primi 4 anni. La media mostra un andamento decisamente crescente, come diretta conseguenza della modifica apportata ai caricamenti di sicurezza. Si noti come l'aumento di tale valore vada ad aumentare leggermente variabilità dell'indice di solvibilità rispetto allo scenario standard, come anticipato nelle formulazioni teoriche. L'aumento dei caricamenti di sicurezza, quindi, può costituire una valida strategia per l'impresa di assicurazioni, ma solamente per un breve periodo; aumenti di premio troppo protratti nel tempo potrebbero infatti indurre una buona parte degli assicurati a scegliere una compagnia più vantaggiosa. In questo caso, gli effetti positivi derivanti dall'aumento dei caricamenti di sicurezza, andrebbero vanificati da minori entrate dovute alla perdita di assicurati in portafoglio.

QUINTO CONFRONTO: Media compagnia standard VS Media compagnia $\eta = 0$ Grafico 5.12: $\eta = 0$.

Come si evince dal grafico 5.12, la media subisce dei piccoli decrementi nel tempo, fino a raggiungere quasi la soglia dello zero; questo comportamento è giustificato dal fatto che in questo caso, non solo i caricamenti sono nulli, ma si ha un rapporto $r < 1$. Nei primi anni, quindi la media è ancora influenzata dal valore della riserva iniziale; col passare del tempo, però, acquistano sempre maggior rilievo i caricamenti di sicurezza, ed essendo questi nel caso in esame pari a zero, si assiste ad un costante decremento della media del ratio.

Sembra che i cammini si dispongano equamente al di sopra e al di sotto della media; per valutare meglio questo aspetto è possibile confrontare direttamente i grafici 5.13, 5.14 e 5.15, in cui vengono rappresentati rispettivamente gli andamenti di media, deviazione standard e indice di asimmetria nei casi di media compagnia standard, scenario con caricamenti di sicurezza pari a 0,15 e scenario con caricamenti di sicurezza nulli:

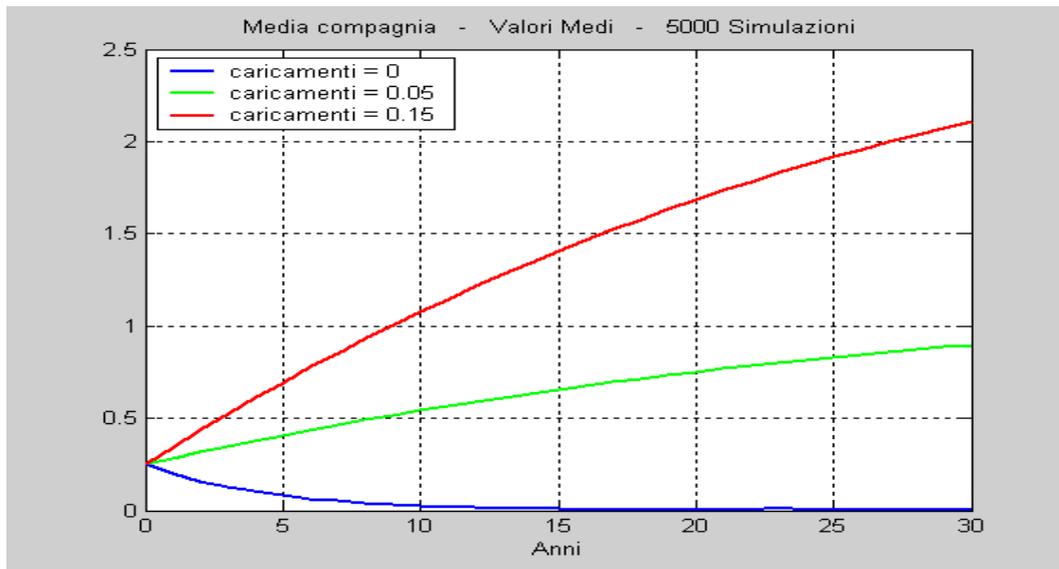
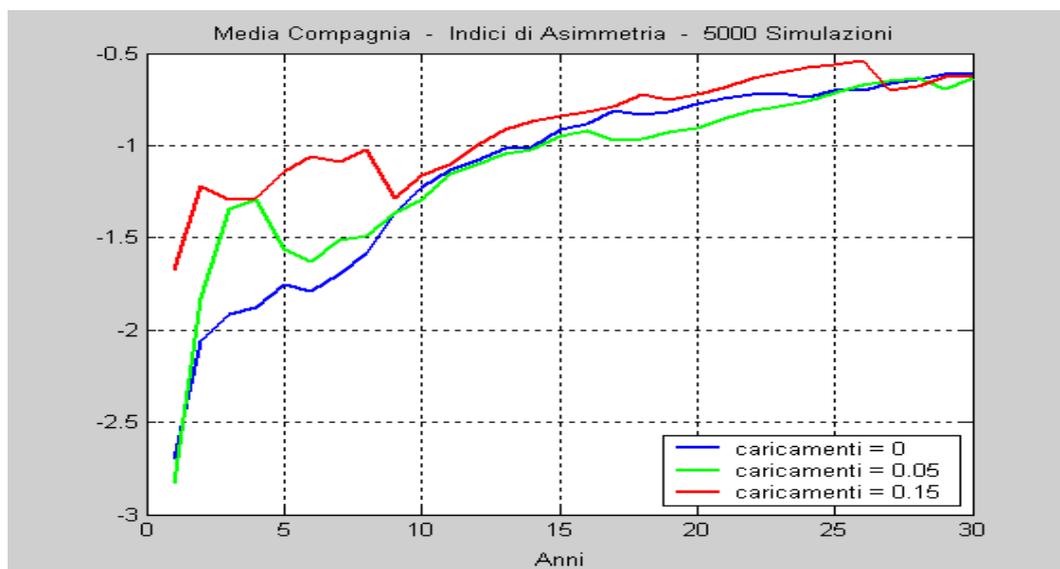


Grafico 5.13.



Grafico: 5.14.



Grafici 5.15.

Come ampiamente descritto in precedenza, gli andamenti delle medie sono diretta conseguenza del fatto che nei primi anni ha un maggiore rilievo il livello della riserva di rischio iniziale, mentre col passare del tempo acquistano sempre maggiore importanza i caricamenti di sicurezza. Per quanto riguarda gli scarti quadratici medi, si nota come gli andamenti siano del tutto analoghi e le differenze tra le tre curve siano minime; queste sono imputabili sia alle differenze implicite nelle diverse simulazioni che ai differenti valori assunti dai caricamenti di sicurezza. Aumentando, infatti, il valore di tali coefficienti diminuisce la variabilità del ratio e viceversa. Si noti come tale indicatore mantenga sempre un andamento concavo: aumenta costantemente negli anno ma in modo meno che proporzionale.

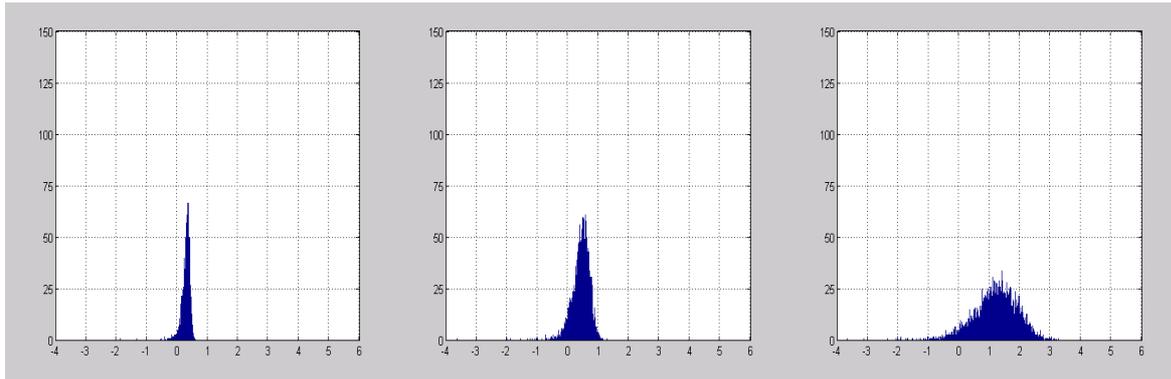
Infine, l'indice di asimmetria del rapporto \tilde{U}/B si presenta sempre negativo, ma crescente dal valore iniziale verso lo zero, denotando la tendenza del rapporto a diventare sempre più simmetrico col passare del tempo. I tre andamenti di questo indicatore sono molto irregolari e abbastanza differenti tra di loro, ma solo a causa della variabilità intrinseca nelle simulazioni: si ricorda, infatti, come la formulazione dell'indice di asimmetria non sia influenzata dal livello di caricamenti di sicurezza adottati dalla compagnia.

Si riportano di seguito le comparazioni delle distribuzioni simulate dell'indice di solvibilità U/B alle epoche $t = 1$, $t = 2$ e $t = 30$ per quanto riguarda solamente la media compagnia:

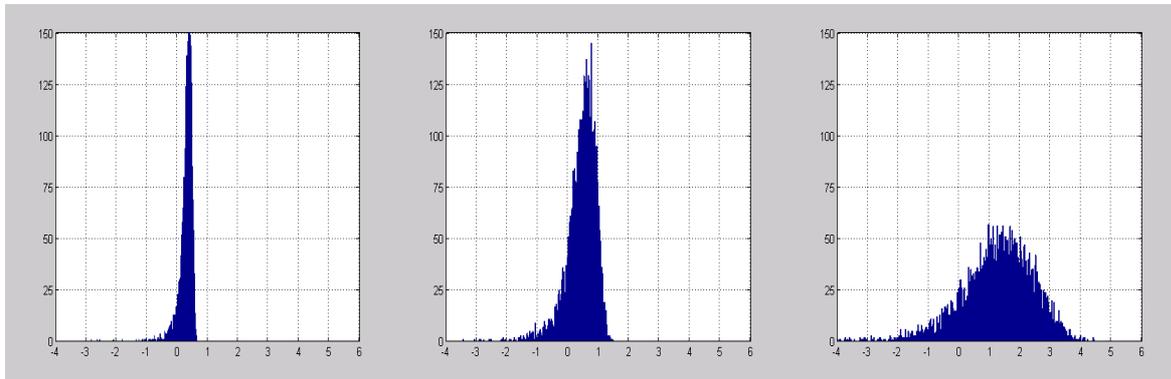
t = 1

t = 5

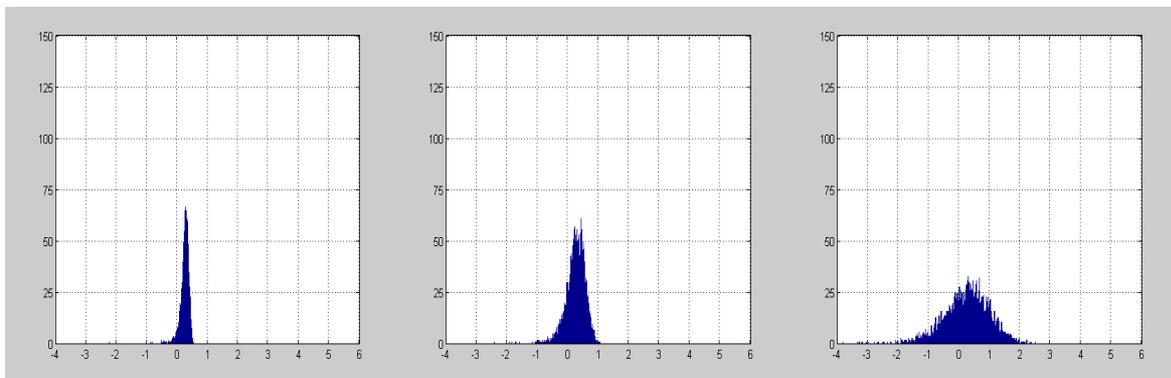
t = 30



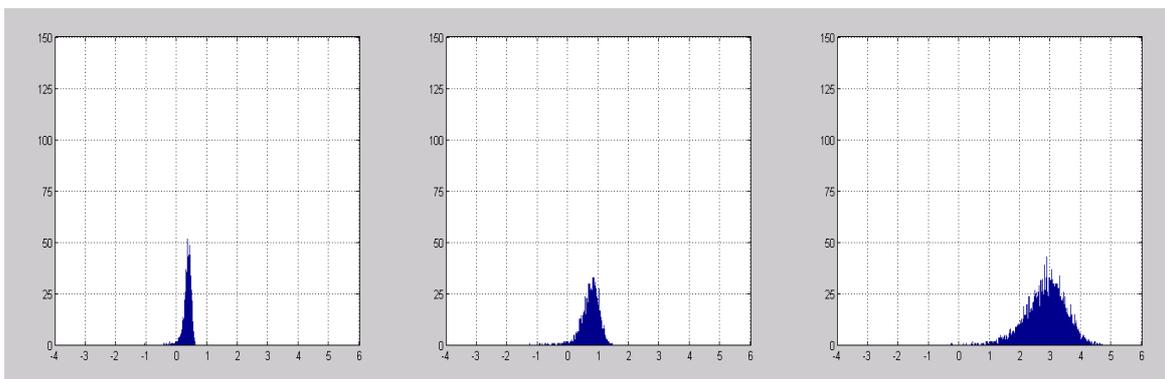
Scenario Standard



Scenario con $c_z = 10$



Scenario con Caricamenti di Sicurezza = 0



Scenario con Caricamenti di Sicurezza = 15%

La distribuzione di probabilità di U/B non risulta lontana dalla distribuzione Normale, già a partire dal primo anno; col passare del tempo la curva diventa sempre più schiacciata e allargata, come conseguenza di una variabilità crescente, ma allo stesso tempo risulta anche più simmetrica (si ricorda a tale proposito come l'indice di asimmetria inizialmente positivo tende a zero col passare degli anni). Inoltre, ricordando che in questo particolare modello il processo U è definito come una somma di variabili aleatorie indipendenti – il costo sinistri aggregato X – per il Teorema del Limite Centrale, la distribuzione Normale è il limite al quale tende la distribuzione di probabilità di U in caso di orizzonte temporale infinito. La velocità e la precisione dell'approssimazione dipendono chiaramente dai parametri definiti nel processo di rischio: nel caso, ad esempio, di un portafoglio a struttura molto instabile, con un valore dell'indice di asimmetria molto elevato (in valore assoluto), l'approssimazione ad una distribuzione Normale risulterà alquanto lenta e imprecisa.

5.3.3: Alcune misure di rischio

Nelle analisi effettuate da una compagnia di assicurazioni, in cui si vogliono valutare differenti strategie di gestione, può essere necessario comparare diverse combinazioni di misure di rischio e ritorno economico. Un approccio comune è quello che affronta il problema secondo lo schema della frontiera efficiente media-varianza, in cui la strategia migliore sull'orizzonte temporale considerato è quella che massimizza il valore atteso della riserva di rischio U/B una volta fissato il capitale iniziale (equivalente a massimizzare il ritorno per gli azionisti), e allo stesso tempo minimizza la sua varianza. Per le finalità che si vogliono perseguire, inoltre, risulta più opportuno valutare solamente il cosiddetto “downside risk” e quindi può essere più agevole effettuare valutazioni secondo un approccio differente.

Una delle misure di rischio maggiormente utilizzate in questo contesto è il Capital-at-Risk (d'ora in poi CaR) definito come la perdita attesa massima su un orizzonte temporale finito, fissato un intervallo di confidenza e posto capitale iniziale pari a zero. Indicato con $U_\varepsilon(t)$ l' ε -esimo quantile dell'ammontare della riserva di rischio al tempo t , e con U_0 la riserva di rischio iniziale, il CaR sull'orizzonte temporale $(0,t)$ dato il livello di confidenza $1-\varepsilon$, è dato da:

$$\text{CaR}(0,t) = U_0 - U_\varepsilon(t)$$

Solitamente ε viene fissato al 99%, ma particolari analisi potrebbero essere effettuate con valori pari ad esempio a 95%.

In questo modello, in cui sia il volume dei premi sia i proventi degli investimenti sono considerati deterministici, risulta più opportuno considerare anche in questo caso una misura relativa:

$$u_{\text{CaR}}(0,t) = \frac{\text{CaR}(0,t)}{U_0} = 1 - u_\varepsilon(t) \cdot \frac{B_t}{U_0} = 1 - \frac{u_\varepsilon(t)}{u_0} \cdot (1+g)^t \cdot (1+i)^t$$

Questo indicatore fornisce una misura del CaR come percentuale del capitale iniziale, nel caso in cui questo sia diverso da zero.

La tabella 5.3 fornisce i risultati di tale analisi effettuata sia sulla piccola che sulla media compagnia, nei vari scenari ampiamente illustrati precedentemente, su un orizzonte temporale di 5 anni, e con ε pari al 99%:

	t = 1	t = 2	t = 3	t = 4	t = 5
A	562,6%	919,4%	1155,1%	1589,6%	1872,2%
B	911,5%	1417,1%	2011,7%	2567,5%	3366,6%
C	139,1%	196,04%	244,1%	305,8%	354,8%
D	305,2%	484,7%	675,9%	890,8%	1014,0%
E	170,6%	254,9%	331,7%	430,4%	544,6%
F	95,3%	128,7%	127,5%	141,4%	141,0%

Tabella 5.3: $u_{\text{CaR}}(0,t) = \text{CaR}(0,t)/U_0$.

Con A = piccola Compagnia, scenario standard

B = piccola compagnia, $c_z = 10$

C = media compagnia, scenario standard

D = media compagnia, $c_z = 10$

E = media compagnia, carichi di sicurezza = 0

F = media compagnia, carichi di sicurezza = 15%

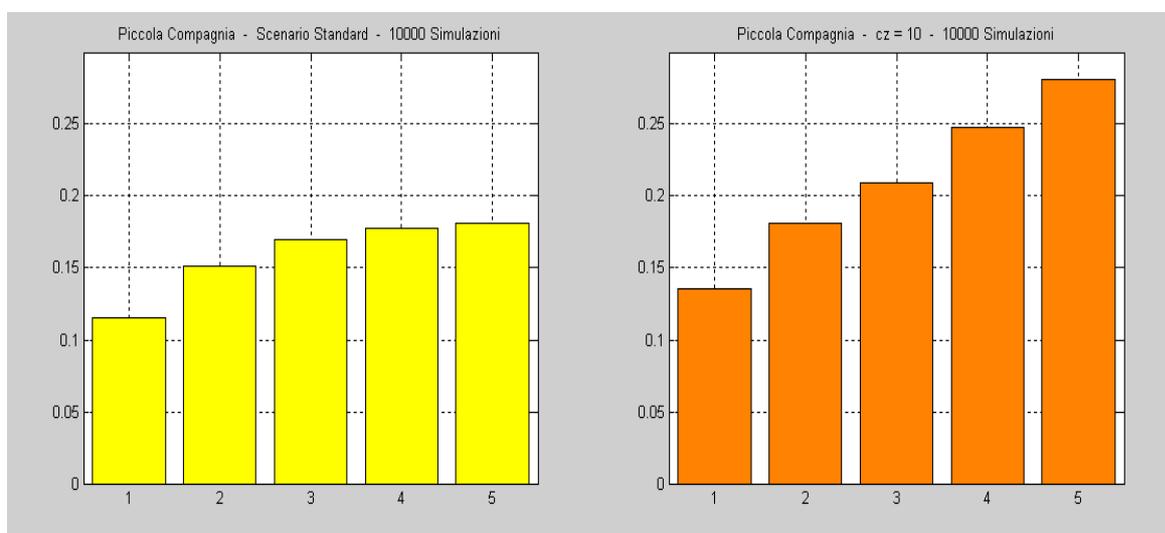
Lo scenario più rischioso è quello certamente della piccola compagnia, in caso di coefficiente di variazione del costo sinistri pari a 10; si ricordi, inoltre, come tale profilo manifestasse anche la variabilità più elevata rispetto agli altri. La piccola compagnia standard è più rischiosa anche della media compagnia con $c_z = 10$, a dimostrazione del fatto che la variabilità relativa è influenzata il modo positivo per la compagnia dalle dimensioni della stessa.

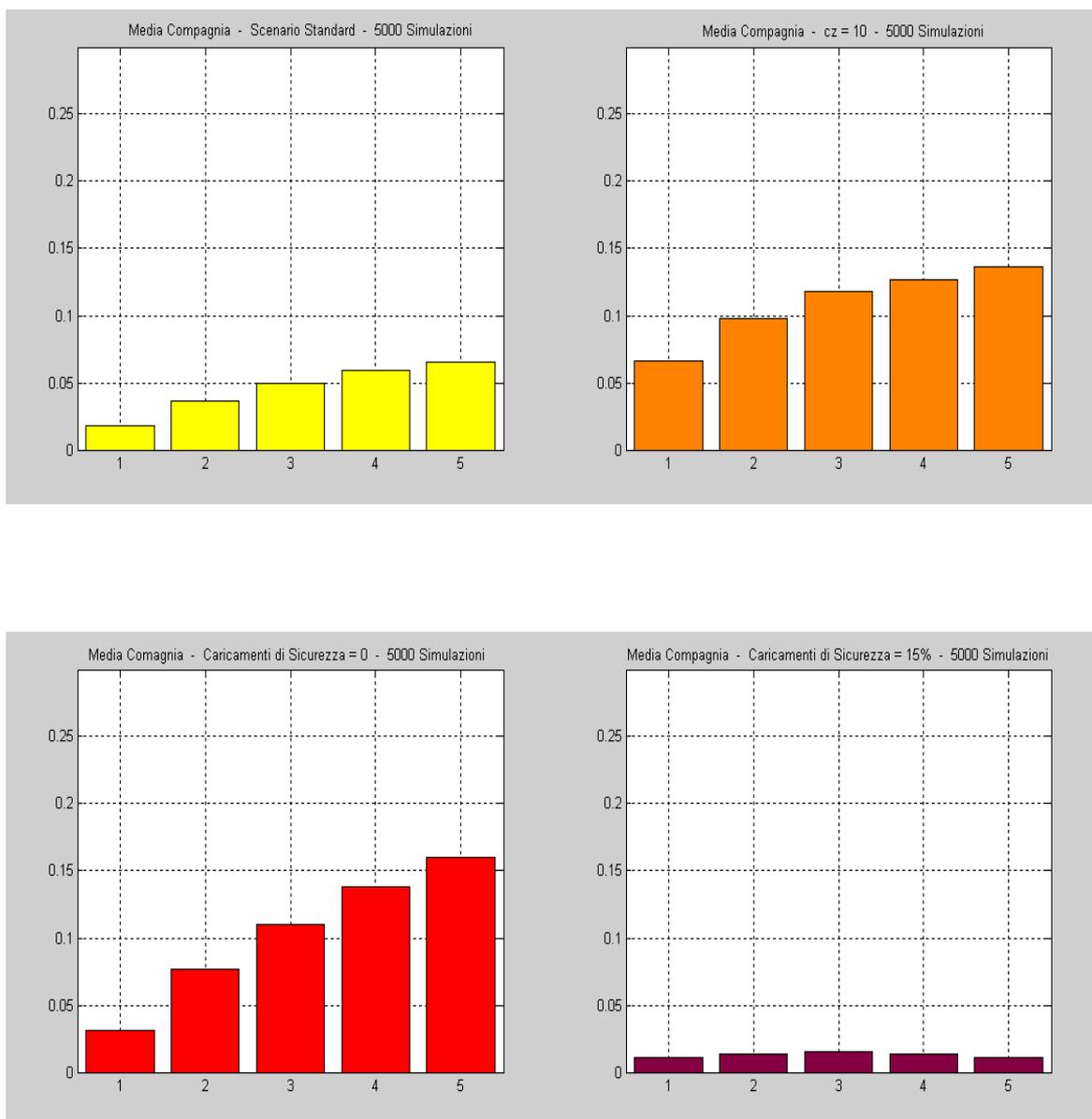
Lo scenario meno rischioso, come prevedibile, è quello in cui i caricamenti di sicurezza sono posti al 15%; si noti come, dopo il quarto anno, il valore dell'indicatore cominci a scendere, conseguenza diretta dei caricamenti che stanno cominciando a mostrare il loro effetto, mentre per i primi anni il peso maggiore viene apportato dalla riserva iniziale. Si ricorda, però, come una strategia di questo tipo non possa essere perseguita dall'impresa di assicurazioni per un intervallo di tempo così elevato: i benefici, infatti, della strategia potrebbero essere annullati da un flusso troppo elevato di assicurati in uscita, a causa di prezzi troppo gravosi e quindi non sostenibili.

Un'altra misura di rischiosità di una impresa di assicurazioni è data dalla probabilità di rovina, definita come la probabilità che la riserva di rischio si trovi in un certo anno al di sotto di una soglia prefissata. Tale soglia può essere data dal valore zero, oppure dal margine minimo di solvibilità, oppure ancora dalla quota di garanzia, cioè un terzo del margine di solvibilità, a seconda del tipo di analisi che si intende effettuare.

Nel seguito vengono esposti i risultati ottenuti calcolando la probabilità di rovina per gli scenari osservati, considerando come soglia lo zero:

$$\psi(U,t) = \Pr \{U_t < 0, \quad t = 1, 2, \dots, 5\}$$





I grafici confermano i risultati che erano stati ottenuti con il CaR : la compagnia maggiormente a rischio è la piccola, nel caso di coefficiente di variazione del costo sinistri pari a 10; la compagnia media, invece, nella situazione standard e in quella con $c_z = 10$, si mantiene su livelli di percentuali di rovina sempre inferiori rispetto alla compagnia piccola, in quanto risente della diminuzione della variabilità relativa. Nel caso di media compagnia e caricamenti di sicurezza nulli, le probabilità di rovina per i primi 5 anni subiscono un costante aumento rispetto allo scenario standard, come diretta conseguenza del fatto che la

compagnia sta adottando una politica di sottotariffazione che la espone, ovviamente, a rischi maggiori; dal grafico corrispondente si nota come tale politica possa essere adottata dalla compagnia solamente per un brevissimo periodo, in quanto anche su 5 anni i risultati possono essere particolarmente gravi. Con caricamenti di sicurezza, invece, pari al 15%, la probabilità di rovina si assesta, come prevedibile, su valori molto bassi; si noti il differente andamento della grandezza in oggetto: in tutti gli scenari è strettamente crescente, mentre nell'ultimo grafico, dopo un picco raggiunto in corrispondenza di $t = 3$, comincia a decrescere. Dopo il terzo anno, infatti, il peso dei caricamenti comincia a divenire maggiormente influente rispetto a quello della riserva di rischio iniziale, portando i risultati a valori sempre più positivi.

CONCLUSIONI

Giunti alla fine di questo lavoro, si ritiene opportuno e doveroso tracciare brevemente le linee del percorso svolto, per poterne trarre alcune conclusioni.

L'analisi economica del mercato R.C. Auto italiano ha permesso di fornire un'appropriata introduzione all'argomento oggetto della trattazione, attraverso uno studio comparativo delle differenti situazioni internazionali, un excursus storico della realtà italiana, e un riassunto sui valori tecnici principali realizzati negli ultimi anni dalle imprese di assicurazioni italiane. Questa introduzione a carattere economico è stata necessaria per poter collocare il tema dell'analisi nel giusto contesto, sia dal punto di vista strettamente economico, sia da quello sociale.

Con il secondo capitolo, di natura prettamente tecnica, si è entrati nel vivo della trattazione, attraverso un esame dei principali componenti di una tariffa R.C. Auto: la personalizzazione a priori e a posteriori, i premi Bayesiani, e i tre metodi fondamentali di personalizzazione a posteriori: il sistema Bonus-Malus, la tariffa con franchigia e il sistema No Claim Discount. Attraverso uno studio dei principali indici di valutazione dei sistemi Bonus-Malus si viene introdotti all'analisi tecnica del mercato R.C. Auto italiano: dopo una rivisitazione tecnica dei principali momenti storici che hanno caratterizzato questo ramo in Italia, è stata presentata una breve indagine di mercato, che ha permesso di dare una visione abbastanza completa e concreta di quella che è la situazione attuale. La ricerca, si ricorda, ha riguardato il calcolo dei premi proposti da 15 imprese di assicurazioni operanti in Italia, relativamente a 6 profili differenti, per 5 città dislocate sul territorio. Lo scopo di questa analisi, sia economica che tecnica, è stato quello di ricercare – anche nei premi stessi – le motivazioni per le quali le imprese di assicurazione non riescono a risolvere i problemi intrinseci nel sistema R.C. Auto italiano; problemi ai quali le compagnie stesse sembra che finora abbiano contrapposto quasi solamente prezzi sempre maggiori. A questo punto si ritiene opportuno rispondere alla seguente domanda: quali possono essere le possibili linee di intervento da adottare per limitare l'aumento dei premi, conseguenza di complesse problematiche sottostanti?

Il dibattito italiano ha portato al delinearsi di due possibili fronti di intervento:

1. modifica dell'obbligo a contrarre, prevedendo dei meccanismi che consentano comunque l'assicurazione degli automobilisti più rischiosi (bad companies);
 2. rafforzamento delle capacità delle compagnie di controllare e verificare i sinistri attraverso una forma di cooperazione.
-
1. in Paesi come Francia, Spagna e alcuni Stati degli Stati Uniti, le compagnie hanno la facoltà di opporre un vero e proprio rifiuto ad assicurare; all'assicurato viene garantita la copertura attraverso un pool formato dalle imprese di assicurazione. Questo sistema viene definito dagli americani come "residual market", mentre nel dibattito italiano è stato definito come "bad company"¹. In linea generale, un pool incaricato di assicurare i rischi rifiutati dal mercato può avere due diversi obiettivi:
 - un obiettivo mutualistico, cioè ridurre il costo dell'assicurazione per gli assicurati più rischiosi, e quindi direttamente o indirettamente sussidiato (dai buoni assicurati, dalle imprese e/o dallo Stato);
 - un obiettivo di equilibrio tecnico, da ottenere sia attraverso strumenti specifici, sia sfruttando le economie di scala.

In realtà, soltanto con un obiettivo di equilibrio tecnico il pool può risultare efficace; in particolare, occorre che le compagnie mantengano l'incentivo necessario per valutare attentamente i comportamenti degli assicurati nel mercato libero. A tal fine, il pool deve essere finanziato (o gli utili essere distribuiti) dalle imprese di assicurazione in maniera proporzionale ai rischi messi in comune. Il pool, inoltre, deve poter richiedere il prezzo equo per gli assicurati e che non vi siano sussidi incrociati con il mercato libero.

¹ L. Buzzacchi, M. Siri: *Bad Company: quali indicazioni per il mercato italiano sulla base del confronto internazionale*, Working Paper n°21, CERAP, 2001.

2. La seconda linea di intervento è volta al controllo da parte delle imprese di assicurazione dei costi dei sinistri, che, come visto nei primi capitoli di questa tesi, sono protagonisti di un'incessante crescita. A questo proposito è utile differenziare i danni in danni alle cose e danni alle persone: per quanto riguarda i primi, si sta delineando in Italia la possibilità per le compagnie di procedere alla restituzione del veicolo riparato in luogo dell'offerta in denaro al danneggiato (cosiddetta riparazione diretta). Poiché nel nostro Paese il rimborso viene effettuato dalla compagnie dell'assicurato responsabile dell'incidente, (cosiddetto sistema *third party*), lo strumento della riparazione diretta potrebbe essere introdotto soltanto se applicato a tutti gli assicurati. A fronte del possibile vantaggio in termine di riduzione dei costi si potrebbe però determinare sia un peggioramento della qualità sia un allungamento dei tempi necessari alla riparazione. Anche l'Autorità Antitrust² ha proposto un sistema di indennizzo diretto argomentando che “con il sistema attuale l'occasionalità del rapporto tra compagnia e danneggiato fa venire meno l'interesse della compagnia di assicurazione a curare il servizio di indennizzo del danno e incentiva comportamenti di *moral hazard* da parte del danneggiato”. Ad avviso dell'Autorità, inoltre, “un sistema di indennizzo diretto,..., creerebbe un rapporto diretto tra assicurato e compagnia e rappresenterebbe una soluzione in grado di indurre comportamenti virtuosi da parte di tutti i soggetti coinvolti in una relazione economica complessa, nonché di ridurre in modo sensibile i costi del contenzioso”.

Per quanto riguarda i danni alla persona, l'esperienza degli Stati Uniti può essere utile: con lo scopo di controllare i costi dei sinistri e migliorare l'efficienza e la tempestività dei risarcimenti, in 13 Stati americani è oggi adottato un sistema *no fault* parziale per quanto riguarda i danni alla persona. In questi Stati, l'assicurato stipula una polizza obbligatoria di tipo *first party (personal injury protection)* che si aggiunge alla copertura di responsabilità per danni causati a terzi sia alle cose che alle persone (rispettivamente *property-damage liability* e *bodily-injury liability*).

² *Comunicato Stampa del 23 aprile 2003 sulla chiusura dell'indagine conoscitiva sul settore dell'assicurazione autoveicoli.*

Con questa polizza l'assicurato si garantisce il risarcimento dalla propria impresa di assicurazioni dei danni alla propria persona indipendentemente dalle modalità dell'incidente. La polizza limita il diritto dell'assicurato ad adire le vie legali per quei danni che determinano risarcimenti inferiori ad un determinato massimale.

Da un sistema no fault parziale si possono attendere due vantaggi:

- dovrebbe verificarsi una riduzione dell'incidenza delle spese legali e amministrative sul totale dei risarcimenti, (che come è stato visto nel capitolo 1 rappresentano una componente molto gravosa sul costo sinistri), oltre che tempi più rapidi per i rimborsi, e una riduzione del contenzioso in quanto non si deve accertare la responsabilità;
- le compagnie potrebbero migliorare la propria capacità di monitorare il comportamento degli assicurati attraverso lo strumento contrattuale, poiché i danni di minore entità alla persona sono gestiti in un sistema *first party*.

Tuttavia, il suddetto sistema presenta una controindicazione molto importante: il premio complessivamente pagato dall'assicurato rimane collegato ai comportamenti alla guida solo per la componente relativa ai danni alle cose, non per la componente relativa ai danni alla persona. Questa modalità di determinazione del premio ovviamente può ridurre l'incentivo dell'assicurato a guidare con prudenza.

Le proposte riportate in questa sede vertono, quindi, su due fronti principali: un abbassamento del livello generale dei premi, attraverso l'eliminazione dell'obbligo a contrarre, e l'abbattimento dei costi dei sinistri attraverso l'introduzione di un sistema di indennizzo diretto per i danni alle cose, e di un sistema no fault per i danni alla persona.

Nella seconda parte del presente lavoro, si è passati alla valutazione dei sistemi Bonus-Malus ampiamente analizzati nella prima parte, con riguardo all'impatto di tali sistemi sulla solvibilità d'impresa. Un richiamo ai principi fondamentali della teoria del rischio classica ha permesso anche in questo caso, di fornire le appropriate basi tecniche per affrontare il tema della solvibilità d'impresa in questo particolare ramo. Il modello è stato costruito su una serie di ipotesi, che vengono brevemente richiamate nel seguito:

- struttura del sistema Bonus-malus di tipo "ministeriale" ante-liberalizzazione;
- distribuzione di poisson semplice con parametri diversi per le 18 classi del sistema, desunti dalla statistica ANIA 2001, per la modellizzazione del numero dei sinistri;
- distribuzione lognormale a due parametri per la modellizzazione del costo sinistri;
- collettività aperte solo in entrata, con una percentuale di assicurati nuovi costante negli anni; gli assicurati sono stati tutti collocati in classe 14;
- rendimenti degli investimenti di tipo non stocastico, ma deterministico, e costanti nel tempo;
- tasso di inflazione sul costo sinistri, tasso di crescita reale della compagnia, caricamenti per spese e caricamenti di sicurezza costanti negli anni;
- non è stata prevista alcuna distribuzione dei dividendi;
- non viene considerato il rischio di run off delle riserve sinistri.

Nonostante tali semplificazioni, il modello può rappresentare uno strumento di base per la misurazione del profilo di rischio delle compagnie danni e in particolare di un portafoglio R.C. Auto.

I risultati ottenuti sono stati suddivisi in due parti: nella prima si è considerata la distribuzione degli assicurati nelle classi di merito nel tempo, con particolare riguardo alla dinamica dei premi di equilibrio. Nella seconda si è analizzato l'impatto dell'utilizzo di tale sistema sulla solvibilità d'impresa, attraverso lo studio dell'andamento dell'indice di

solvibilità e dei suoi principali momenti. L'analisi è poi stata completata con alcune misure di rischio.

Nella prima parte, quindi, è stato osservato come il sistema Bonus-Malus considerato sia effettivamente troppo poco penalizzante nei confronti dei cattivi assicurati: i premi di equilibrio, cioè quei premi che garantiscono alla compagnia l'equilibrio tecnico tra entrate ed uscite ogni anno, mostrano andamenti sempre crescenti nel tempo, a causa di una veloce convergenza degli assicurati nelle classi di massimo bonus. Questo significa che ogni anno l'impresa di assicurazione dovrà ritoccare in rialzo i premi, con l'immediata conseguenza che anche i guidatori più virtuosi si vedranno aumentare il premio rispetto all'anno precedente, anziché ottenere lo sconto stabilito.

Nella seconda parte, i modelli di simulazione sono stati utilizzati per porre a confronto, in termini di variabilità e rischiosità, diversi scenari, nei quali la modifica di uno o più parametri ha permesso di formulare delle valutazioni sugli impatti degli stessi sui risultati. In particolare, un primo confronto tra piccola compagnia e media compagnia ha permesso di appurare come un ampliamento delle dimensioni dell'impresa stessa comporti un aumento della variabilità assoluta (espressa attraverso la deviazione standard della riserva di rischio U), ma allo stesso tempo implichi una diminuzione di quella relativa (la deviazione standard dell'indice di solvibilità $u=U/B$). È stato inoltre verificato come le differenze nelle dimensioni delle compagnie comportino degli impatti differenti dei parametri sulla solvibilità delle imprese stesse: l'aumento del coefficiente di variazione del costo sinistri ha provocato, infatti, aumenti più che proporzionali della variabilità dell'indice di solvibilità in entrambi i casi, ma in modo molto meno evidente nella compagnia media rispetto a quella piccola.

Per la compagnia media si sono analizzati anche i casi in cui i caricamenti di sicurezza fossero nulli, in un primo caso, e pari al 15% in un secondo caso: gli effetti di questi cambiamenti sono stati evidenti sulla media; nella prima situazione, infatti, si è verificata una quasi equidistribuzione dei cammini simulati al di sopra e al di sotto dello zero, con conseguenze molto sfavorevoli per la solvibilità della compagnia. Nel secondo caso, invece, l'innalzamento dei caricamenti di sicurezza ha dimostrato come questa

politica possa essere adottata dall'impresa per diminuire in modo rilevante il rischio di rovina della compagnia stessa; ma solamente per un breve periodo: aumenti di premio troppo protratti nel tempo potrebbero infatti indurre una buona parte degli assicurati a scegliere una compagnia più vantaggiosa. In questo caso, gli effetti positivi derivanti dall'aumento dei carichi di sicurezza, andrebbero vanificati da minori entrate dovute alla perdita di assicurati in portafoglio.

Le misure di rischio considerate, il Capital at Risk e la probabilità di rovina, hanno confermato i risultati precedentemente esposti: le compagnie che necessitano di un apporto di capitale maggiore sono quelle che prevedono una variabilità e quindi una rischiosità più elevata. La piccola compagnia, sia nella situazione standard, con coefficiente di variazione del costo sinistri c_z pari a 5, che in quella in cui c_z è pari a 10, è quella che mostra gli andamenti meno favorevoli: ciò significa che, tra i parametri analizzati, la dimensione dell'impresa, e quindi di riflesso il numero atteso di sinistri, sembra essere l'indicatore più delicato dal punto di vista del livello della solvibilità.

Una piccola compagnia che operi nel ramo R.C. Auto mostra livelli di rischiosità molto elevati e non può quindi permettersi, in un mercato sempre più spietato e concorrenziale, strategie di pricing aggressive, e quindi rischiose. Una media-grande compagnia, al contrario, può sfruttare la relativa stabilità derivante dalle proprie dimensioni per adottare strategie più rischiose per aumentare la propria quota di mercato e mantenere un vantaggio competitivo sulle imprese concorrenti.

BIBLIOGRAFIA

- BACINELLO A.R.
Premi e autoliquidazione dei sinistri nei sistemi bonus-malus
QUADERNI DELL'ISTITUTO PER GLI STUDI ASSICURATIVI, n° 39,
UNIVERSITA' DI TRIESTE, 1987
- BENCKERT L. G.
The lognormal model for the distribution of one claim
ASTIN BULLETIN 2/1, 1962
- BONSDORFF H.
On the convergence rate of bonus malus systems
ASTIN BULLETIN n°22/2, 1992
- BUZZACCHI L., COSTA A.
Personalizzazione dei rischi e dispersione dei prezzi nel settore RC Auto
UNIVERSITA' BOCCONI, CERAP, Working Paper n° 19, 2000
- COENE G., DORAY L.
A financially balanced bonus-malus system
ASTIN BULLETIN n°26/1, 1996
- CORAPI D.
La liberalizzazione della tariffa per l'assicurazione RC Auto
CONGRESSO NAZIONALE DI SCIENZA DELLE ASSICURAZIONI, Torino,
1996
- DAYKIN C., PENTIKAINEN T., PESONEN M.
Practical risk theory for actuaries
ED. CHAPMAN & HALL, 1994

- DE FERRA C.
La liberalizzazione della tariffa RCAuto: note sugli aspetti tecnico-attuariali
CONGRESSO NAZIONALE DI SCIENZA DELLE ASSICURAZIONI, Torino,
1996
- DE FERRA C.
Sulla misura del ristoro per non sinistro nell'assicurazione RC Auto
QUADERNI DELL'ISTITUTO PER GLI STUDI ASSICURATIVI, n° 20,
UNIVERSITA' DI TRIESTE, 1963
- DE FERRA C.
Un modello stocastico per l'assicurazione di R.C.A
UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI TRIESTE, 1962
- DESJARDINS D. DIONNE G. PINQUET J.
Experience rating schemes for fleets of vehicles
ASTIN BULLETIN 31/1, 2001
- GIGANTE P.
Un modello per una tariffa RCA bonus malus con franchigia
GIIA, 1997
- GIGANTE P., PICECH L., SIGALOTTI L.
Valutazioni attuariali per sistemi bonus malus
CONGRESSO NAZIONALE DI SCIENZA DELLE ASSICURAZIONI, TORINO,
1996

- GIGANTE P., PICECH L., SIGALOTTI L.
Bonus-Malus experience rating and rating factors
PROCEEDINGS OF THE XXXI ASTIN COLLOQUIUM, PORTO CERVO (SS)
ITALY, 2000
- GRASSO F.
Alcune considerazioni sui sistemi bonus-malus
CONGRESSO NAZIONALE DI SCIENZA DELLE ASSICURAZIONI, Torino,
1996
- HOLTAN J.
Bonus made easy
ASTIN BULLETIN n°24/1, 1994
- HOLTAN J.
Optimal insurance coverage under BM contracts
ASTIN BULLETIN n°24/1, 1994
- ISVAP
Il mercato R.C.Auto in Italia: analisi e proposte
2000
- ISVAP
**Il mercato R.C.Auto in Italia e nei principali paesi europei: l'analisi degli
organi di controllo**
ATTI DEL CONVEGNO, ROMA, 2000
- ISVAP
**Assicurazione della R.C. Autoveicoli terrestri e R.C. Veicoli marittimi, lacustri
e fluviali; portafoglio diretto italiano**
ELABORAZIONI STATISTICHE, 2001

- ISVAP
Il danno biologico: problemi e prospettive di riforma
QUADERNO N° 4, 1999
- LEMAIR J.
Bonus malus system in automobile insurance
KLUWER ACADEMIC PUBLISHER, BOSTON, 1995
- LEMAIR J.
Automobile insurance: actuarial models
Kluwer Academic Publishers, Boston, 1985
- OLIVA A.
L'assicurazione RCA storia ed attualità
IL PUNTO SULL'ASSICURAZIONE RCAUTO, QUADERNI DI CULTURA E
TECNICA ASSICURATIVA, n°42, UNIVERSITA' DI TRIESTE, 1992
- OTTAVIANI R.
Fattori di personalizzazione
GIIA, 1991
- PITACCO E.
Tariffazione in base all'esperienza e sistemi bonus-malus
IL PUNTO SULL'ASSICURAZIONE RCAUTO, QUADERNI DI CULTURA E
TECNICA ASSICURATIVA, n°42, UNIVERSITA' DI TRIESTE, 1992

- PITACCO E.
Valutazione di grandezze interessanti la tariffa bonus malus in RCA: un approccio simulativo
UNIVERSITA' DI TRIESTE, ISTITUTO DI MATEMATICA FINANZIARIA,
1978
- SAVELLI N.
Risk analysis of a non-life insurer and traditional reinsurance effects on the solvency profile
DISPENSA DEL CORSO DI TEORIA DEL RISCHIO, UNIVERSITA'
CATTOLICA, MILANO, 2001
- SAVELLI N.
Lezioni del corso di Teoria del Rischio
UNIVERSITA' CATTOLICA, MILANO, 2002
- SCHEPIS L.
Il danno con particolare riferimento alle problematiche di responsabilità civile automobilistica
IL PUNTO SULL'ASSICURAZIONE RCAUTO, QUADERNI DI CULTURA E
TECNICA ASSICURATIVA, n°42, UNIVERSITA' DI TRIESTE, 1992
- SHENGWANG M. YUAN W.
Accounting for individual over-dispersion in a BM automobile insurance system
ASTIN BULLETIN 29/2, 1999
- SIGALOTTI L.
Confronto tra alcune tariffe bonus malus
GIIA, 1991

- TREMBLAY L.
Using the Poisson Inverse Gaussian in bonus-malus systems
ASTIN BULLETIN n° 22/1,1992
- VERDONE V.
**La Legge 5 marzo 2001 n°57: “Apertura e regolamentazione dei mercati”:
impatto sulla collettività e sulle imprese**
QUADERNI DI CULTURA E TECNICA ASSICURATIVA, n°51,
UNIVERSITA’ DI TRIESTE, 2001
- VERICO P.
Polizze R.C.A.: nuovi sistemi di personalizzazione a confronto
CONGRESSO NAZIONALE DI SCIENZA DELLE ASSICURAZIONI, Torino,
1996
- WALHIN J. F., PARIS J.
Using mixed poisson processes in connection with BMS
ASTIN BULLETIN n° 29/1, 1999
- WALHIN J. F., PARIS J.
The true claim amount and frequency distributions within a BMS
ASTIN BULLETIN 30/2, 2000
- ZIMOLO A.
Bilancio e prospettive della R.C.A.
IL PUNTO SULL’ASSICURAZIONE RCAUTO, QUADERNI DI CULTURA E
TECNICA ASSICURATIVA, n°42, UNIVERSITA’ DI TRIESTE, 1992

- ZIMOLO A.
La liberalizzazione della tariffa per l'assicurazione RCAuto
CONGRESSO NAZIONALE DI SCIENZA DELLE ASSICURAZIONI, Torino,
1996
- Legge 24 dicembre 1969, n°990
- D.P.R. 24 novembre 1970, n°973
- D.P.R. 16 gennaio 1981, n°45
- D. Lgs. 17 marzo 1995, n°175
- Legge 5 marzo 2001, n°57
- Legge 12 dicembre 2002, n°273