

**Hauptfälligkeitsstorno in der
Kraftfahrtversicherung –**
Zeitdiskrete Hazardraten-Modelle mit
linkstrunkierten Daten und zufälligen Effekten

Inauguraldissertation
zur
Erlangung des Doktorgrades
der
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät
der
Universität zu Köln

2008

vorgelegt
von

Dipl.-Kfm. Stefan Pohl

aus
Enkenbach-Alsenborn

Referent: Prof. Dr. Karl Mosler
Korreferent: Prof. Dr. Heinrich R. Schradin

Inhaltsverzeichnis

| | |
|--|----------|
| Tabellenverzeichnis | iv |
| Abbildungsverzeichnis | vi |
| Symbolverzeichnis | viii |
| Abkürzungsverzeichnis | xi |
| 1 Einleitung | 1 |
| 1.1 Problemstellung und Zielsetzung | 1 |
| 1.2 Gang der Untersuchung | 3 |
| 2 Stornomanagement in der Versicherung | 5 |
| 2.1 Besonderheiten des Versicherungsproduktes | 5 |
| 2.2 Storno von Versicherungen | 8 |
| 2.2.1 Stornogründe | 8 |
| 2.2.2 Zeitpunkt des Stornos | 10 |
| 2.2.3 Storno als Verlust einer Kundenbeziehung | 10 |
| 2.3 Stornomanagement als Teil des Beziehungsmarketings | 12 |
| 2.3.1 Stellung des Stornomanagements | 12 |
| 2.3.2 Funktion des Stornomanagements | 18 |
| 2.4 Wirtschaftliche Bedeutung der Stornoprävention | 19 |
| 2.5 Erklärung von Kundenabwanderung | 22 |
| 2.5.1 Theorien der Kundenabwanderung | 22 |
| 2.5.2 Theoriegestützte Determinanten der Kundenabwanderung | 24 |

| | | |
|----------|---|-----------|
| 3 | Kraftfahrtversicherung | 30 |
| 3.1 | Versicherungspflicht | 30 |
| 3.2 | Versicherungsarten und -umfang | 31 |
| 3.3 | Tarifierung in der Kraftfahrtversicherung | 40 |
| 3.3.1 | Beitragskalkulation | 40 |
| 3.3.2 | Tarifikalkulation | 42 |
| 3.3.3 | Tariffaktoren | 44 |
| 3.4 | Zeitlicher Rahmen eines Kraftfahrtversicherungsvertrages | 61 |
| 3.4.1 | Vertraglicher Versicherungsbeginn | 61 |
| 3.4.2 | Gesetzliche und vertragliche Beendigungsmöglichkeiten | 64 |
| 3.4.3 | Vertrags- und Kundenbeziehungsdauer | 77 |
| 3.5 | Wirtschaftliche Bedeutung der Kraftfahrtversicherung | 79 |
| 3.6 | Storno in der Kraftfahrtversicherung | 86 |
| 4 | Zeitdiskrete Hazardraten-Modelle als Stornomodelle | 93 |
| 4.1 | Stichtags- und zeitraumbezogene Stornomodelle | 93 |
| 4.2 | Zeitstetige und zeitdiskrete Hazardraten-Modelle | 96 |
| 4.3 | Grundlegende Begriffe bei diskret erhobenen Zeiten | 98 |
| 4.4 | Diskrete Hazardraten-Modelle als Regressionsmodelle | 100 |
| 4.4.1 | Einordnung als verallgemeinertes lineares Modell | 100 |
| 4.4.2 | Das gruppierte Cox-Modell | 101 |
| 4.4.3 | Das Logitmodell | 103 |
| 4.4.4 | Weitere zeitdiskrete Hazardraten-Modelle | 105 |
| 4.5 | Unvollständige und bedingte Verweildauern | 108 |
| 4.5.1 | Zensierung | 108 |
| 4.5.2 | Trunkierung | 110 |
| 4.5.3 | Illustration von Zensierung und Trunkierung | 112 |
| 4.6 | Likelihoodkonstruktion bei diskret erhobenen Daten | 113 |
| 4.7 | Berücksichtigung zufälliger Effekte | 122 |
| 4.7.1 | Unbeobachtete Heterogenität | 122 |
| 4.7.2 | Marginale Likelihoodfunktionen bei linkstrunkierten Daten | 125 |
| 4.8 | Statistische Hypothesentests | 131 |
| 4.9 | Bewertung der Modellgüte | 133 |
| 4.9.1 | Anpassungsgüte | 133 |
| 4.9.2 | Prognosegüte | 137 |

| | |
|---|------------|
| 5 Empirische Untersuchungen | 144 |
| 5.1 Datengrundlage | 144 |
| 5.2 Nicht-tarifierungsrelevante Prädiktoren | 149 |
| 5.3 Formulierung eines Hypothesengerüsts | 153 |
| 5.4 Schätzung der Baselinehazardrate | 164 |
| 5.5 Schätzung zeitdiskreter Stornomodelle | 170 |
| 5.6 Modellgüte zeitdiskreter Stornomodelle | 180 |
| 6 Fazit und weiterer Forschungsbedarf | 185 |
| A Beschreibung der Prädiktoren | 189 |
| B Schätzung univariater Logitmodelle | 192 |
| C Hypothesen im multivariaten Logitmodell | 196 |
| Literaturverzeichnis | 198 |
| Lebenslauf | 224 |

Tabellenverzeichnis

| | | |
|-----|--|-----|
| 3.1 | Typklasseneinstufung in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung | 47 |
| 3.2 | Umstufungen in der Typklasse in der Kraftfahrtversicherung, getrennt nach Versicherungsarten, 2002-2007 | 48 |
| 3.3 | Regionalklasseneinstufung in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung . . | 49 |
| 3.4 | Umstufungen in der Regionalklasse in der Kraftfahrtversicherung, getrennt nach Versicherungsarten, 2002-2007 | 50 |
| 3.5 | Beitragssätze für Schadenfreiheits- und Schadenklassen | 53 |
| 3.6 | Rückstufung im Schadenfall in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung . | 54 |
| 3.7 | Verbreitung „weicher“ Tariffaktoren in PKW-Tarifen und Abgleich mit den Tarifbestimmungen der WPV | 60 |
| 3.8 | Beendigungsmöglichkeiten eines Kraftfahrtversicherungsvertrages . . . | 77 |
| 3.9 | Anzahl der Kraftfahrtversicherer 2001-2007 | 82 |
| 4.1 | In der Versicherungsbranche eingesetzte stichtags- und zeitraumbezogene Stornomodelle, aufsteigend nach dem Jahr der Veröffentlichung sortiert | 94 |
| 4.2 | Beispieldatensatz in Vertrag-Sicht | 121 |
| 4.3 | Beispieldatensatz in Vertrag/Jahr-Sicht | 122 |
| 4.4 | Allgemeine Darstellung einer Klassifikationstabelle | 138 |
| 4.5 | Interpretation des Wertes der Fläche unter der ROC-Kurve | 140 |
| 5.1 | Bruttobeiträge, Marktanteile und Position der WPV in der Kraftfahrtversicherung in 2007 | 145 |
| 5.2 | Versicherungstechnisches Nettoergebnis der WPV in der Kraftfahrtversicherung im Jahr 2007 | 145 |
| 5.3 | Beschreibung des analysierten Datenmaterials | 148 |

| | | |
|------|--|-----|
| 5.4 | Schrittweise Selektion der stornoerklärenden Prädiktoren | 172 |
| 5.5 | Schätzung des multivariaten Modells auf der Ebene „Versicherungsvertrag/ Soziodemographika des Versicherungsnehmers“ | 174 |
| 5.6 | Schätzung des multivariaten Modells auf der Ebene „Versicherungsvertrag/ Preissensibilität des Versicherungsnehmers“ | 175 |
| 5.7 | Schätzung des multivariaten Modells auf der Ebene „Versicherungsvertrag/ Versichertes Fahrzeug und Leistungsumfang des Kraftfahrtversicherungsvertrages“ | 177 |
| 5.8 | Schätzung des multivariaten Modells auf der Ebene „Kunde“ | 177 |
| 5.9 | Schätzung des multivariaten Modells auf der Ebene „Haushalt“ | 178 |
| 5.10 | Schätzung nach Nachversicherern differenzierte multivariate Modelle auf der Ebene „Wettbewerb“ | 179 |
| 5.11 | Klassifikationstabelle für den optimalen Schwellenwert auf dem Validierungsbestand | 181 |
| 5.12 | Dezile für den kumulierten Gains-Chart auf dem Validierungsbestand | 184 |
| A.1 | Beschreibung der untersuchten Prädiktoren und ihrer Ausprägungen . | 189 |
| B.1 | Schätzung univariater Logitmodelle | 192 |
| C.1 | Übersicht zu den aufgestellten Hypothesen im multivariaten Logitmodell | 196 |

Abbildungsverzeichnis

| | | |
|-----|---|-----|
| 2.1 | Stellung des Stornomanagements innerhalb des Beziehungsmarketings | 14 |
| 2.2 | Phasen des Kundenbeziehungslebenszyklus | 15 |
| 3.1 | Elemente des Bruttobeitrags | 40 |
| 3.2 | Vom Antrag zum Hauptvertrag | 64 |
| 3.3 | Gebuchte Bruttobeiträge in der gesamten Kraftfahrtversicherung 2000-2007 | 80 |
| 3.4 | PKW-Neuzulassungen 2000-2007 | 80 |
| 3.5 | Gebuchte Bruttobeiträge pro Kraftfahrtversicherer 2001-2007 | 82 |
| 3.6 | Konzentrationskurve für die gesamte Kraftfahrtversicherung 2007 | 83 |
| 3.7 | Gebuchte durchschnittliche Bruttobeiträge pro Vertrag in der Kraftfahrtversicherung 1996-2007 | 84 |
| 3.8 | Versicherungstechnisches Bruttoergebnis in der gesamten Kraftfahrtversicherung 1996-2007 | 85 |
| 3.9 | Schlagwortsuche „Kfz-Versicherung“ mit Google-Trends | 89 |
| 4.1 | Verteilungsfunktionen des gruppierten Cox-Modells und des Logitmodells | 105 |
| 4.2 | Vollständig beobachtete, zensierte und linkstrunkierte Verweildauern | 113 |
| 4.3 | Auswirkung der Nichtberücksichtigung von unbeobachteter Heterogenität | 123 |
| 4.4 | Allgemeine Darstellung verschiedener ROC-Kurven | 140 |
| 4.5 | Allgemeine Darstellung eines kumulierten Gains-Charts beim Scoring-Ansatz | 142 |
| 4.6 | Allgemeine Darstellung eines Lift-Charts beim Scoring-Ansatz | 143 |

| | | |
|------|--|-----|
| 5.1 | Definition von $tdep$ | 152 |
| 5.2 | Geschätzte Baselinehazardrate mit 95 %-Wald-Konfidenzintervallen im Logitmodell | 164 |
| 5.3 | Geschätzte Baselinehazardrate im gruppierten Cox-Modell | 165 |
| 5.4 | Geschätzte Baselinehazardrate segmentiert nach der angebündelten Versicherungsart | 166 |
| 5.5 | Geschätzte Baselinehazardraten differenziert nach Nachversicherern . | 168 |
| 5.6 | Geschätzte Baselinehazardraten differenziert nach Direkt- und Nicht- Direkt-Nachversicherern | 169 |
| 5.7 | Geschätzte Baselinehazardraten differenziert nach Direkt- und Nicht- Direkt-Nachversicherern (umskaliert) | 170 |
| 5.8 | Histogramm der auf dem Validierungsbestand geschätzten bedingten Stornowahrscheinlichkeiten $\hat{\lambda}$ | 181 |
| 5.9 | Sensitivität und Spezifität in Abhängigkeit vom Schwellenwert | 182 |
| 5.10 | ROC-Kurven für den Trainings- und den Validierungsbestand | 182 |
| 5.11 | Kumulierter Gains-Chart für den Trainings- und den Validierungsbe- stand | 183 |

Symbolverzeichnis

Anmerkungen

Zufallsvariablen werden mit Großbuchstaben gekennzeichnet, deren Realisierungen sowie Funktionen und Konstanten werden klein geschrieben. Vektoren sind stets als Spaltenvektoren zu verstehen. Zeilenvektoren werden durch Transposition erzeugt, wobei als Transponiertzeichen der Apostroph ' verwendet wird. Schätzer bzw. geschätzte Werte werden durch einen Hut $\hat{}$ symbolisiert.

| | |
|---------------|---|
| a | Zeitpunkt |
| α | Parameter im Modell nach Aranda-Ordaz oder vorgegebenes Signifikanzniveau bei statistischen Hypothesentests |
| $A(\cdot)$ | Inverse der erwarteten Fisher-Informationsmatrix |
| A_{Lift} | Fläche zwischen der Lift-Kurve und der Referenzlinie |
| A_{ROC} | Fläche unter der ROC-Kurve |
| b | Beginnzeitpunkt |
| β | P -dimensionaler Parametervektor der Prädiktoren |
| β_0 | q^* -dimensionaler Vektor der Effekte der Baselinehazardrate |
| β_{0t} | Baselinehazardrate für das Zeitintervall t |
| B_{VN} | Breitengrad des Wohnortes des Versicherungsnehmers |
| B_{VV} | Breitengrad des Wohnortes des Vermittlers |
| c | Realisierte Zensierungszeit oder Zensierungszeitpunkt |
| C | Nicht-negative Zufallsvariable für die Zensierungszeit |
| δ | Zensierungsindikator |
| D | q^* -dimensionaler Designvektor |
| \mathcal{D} | Devianz-Statistik |
| e | Ereigniszeitpunkt |
| ϵ | Störvariable |
| $E(\cdot)$ | Erwartungswert |
| $\exp(\cdot)$ | Exponentialfunktion |
| $f(\cdot)$ | Wahrscheinlichkeitsfunktion |
| $F(\cdot)$ | Verteilungsfunktion der Störvariable ϵ in sequentiellen Modellen |

| | |
|-------------------|--|
| $g(\cdot)$ | Linkfunktion oder Dichte der Gammaverteilung |
| γ | $q^* + P$ -dimensionaler Parametervektor der Baselinehazardraten und Prädiktoren |
| G | Gruppe bestehend aus Untersuchungseinheiten |
| $\Gamma(\cdot)$ | Gammafunktion |
| $h(\cdot)$ | Responsefunktion |
| i, j | Index für die Untersuchungseinheiten |
| $I(\cdot)$ | Erwartete Fisher-Informationsmatrix |
| J | Anzahl der Gruppen |
| k | Index für die Teilgesamtheiten oder Konstante in der Gammafunktion |
| K | $(r \times (q^* + P))$ -Restriktions-/ Kontrast-Matrix |
| l | Realisierte Linkstrunkierungszeit oder Linkstrunkierungszeitpunkt |
| L | Nicht-negative Zufallsvariable für die Linkstrunkierungszeit |
| L_{VN} | Längengrad des Wohnortes des Versicherungsnehmers |
| L_{VV} | Längengrad des Wohnortes des Vermittlers |
| \mathcal{L} | Likelihoodfunktion |
| $\lambda(\cdot)$ | Hazardrate |
| λ_0 | Schwellenwert im Rahmen der Messung der Prognosegüte eines zeitdiskreten Hazardraten-Modells |
| $\ln(\cdot)$ | Natürlicher Logarithmus |
| $\ln \mathcal{L}$ | Log-Likelihoodfunktion |
| $\Lambda(\cdot)$ | Kumulierte Hazardrate |
| m | Gesamtanzahl der Ereignisse |
| $\min(\cdot)$ | Minimum |
| n | Gesamtanzahl der Untersuchungseinheiten |
| ν | Skalen- bzw. Formparameter der Gammaverteilung |
| N | Gesamtanzahl aller Beobachtungen in der Untersuchungseinheit-Zeitintervall-Sicht |
| p | Index für die Prädiktoren |
| ϕ | Entfernung zwischen zwei Geokoordinaten auf der Einheitskugel |
| π | 3, 141592654 |
| p_{kl} | Beobachteter Anteil in der Zelle (k, l) einer Klassifikationstabelle |
| (p_1, p_2) | Punkt auf der ROC-Kurve |
| P | Anzahl der Prädiktoren |
| $P(\cdot)$ | Wahrscheinlichkeit |
| q | Anzahl der beobachteten Zeitintervalle ohne Linkstrunkierung |
| q^* | Letztes beobachtetes Zeitintervall aller Untersuchungseinheiten mit Linkstrunkierung |
| r | Anzahl der Zeilen der Matrix K |

| | |
|-----------------|--|
| R | Nicht-negative Zufallsvariable für die Rechtstrunkierungszeit |
| R^2 | Determinationskoeffizient |
| \mathbb{R} | Menge der reellen Zahlen |
| s | Index für die Zeitintervalle |
| $s(\cdot)$ | Scorefunktion |
| $\sigma(\cdot)$ | Standardfehler |
| $\sup(\cdot)$ | Supremum |
| $S(\cdot)$ | Survivorfunktion |
| t | Realisierte Verweildauer |
| τ | Trefferrate |
| θ | Schwellenwert in sequentiellen Modellen |
| T | Nicht-negative Zufallsvariable für die Verweildauer |
| u | Realisierung der latenten Variable in sequentiellen Modellen |
| U | Latente Variable in sequentiellen Modellen |
| v | Realisierter Wert für die unbeobachtete Heterogenität |
| V | Nicht-negative Zufallsvariable für die unbeobachtete Heterogenität |
| $Var(\cdot)$ | Varianz |
| x | P -dimensionaler Prädiktorenvektor |
| y | Realisierter Wert einer dichotomen Zufallsvariablen |
| Y | Dichotome Zufallsvariable, abhängige Variable in einem binären Regressionsmodell |
| ζ | Fest vorgegebener r -dimensionaler Vektor |

Abkürzungsverzeichnis

| | |
|----------|---|
| AGG | Allgemeines Gleichbehandlungsgesetz |
| AIC | Akaike-Informationskriterium |
| AKB | Allgemeine Bedingungen für die Kraftfahrtversicherung |
| as. | asymptotisch |
| BaFin | Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht |
| BAV | Bundesaufsichtsamt für das Versicherungswesen |
| BGB | Bürgerliches Gesetzbuch |
| BIC | Bayes-Informationskriterium |
| BJagdG | Bundesjagdgesetz |
| DAT | Deutsche Automobil Treuhand GmbH |
| DF | Anzahl der Freiheitsgrade |
| FW | Fahrzeugwechsel |
| FZV | Verordnung über die Zulassung von Fahrzeugen zum Straßenverkehr (Fahrzeug-Zulassungsverordnung) |
| GDV | Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V. |
| GLM | univariates generalisiertes (verallgemeinertes) lineares Modell |
| HFV | Hauptfälligkeitswechsel |
| K-Gesamt | gesamte Kraftfahrtversicherung |
| KBA | Kraftfahrt-Bundesamt |
| Kfz. | Kraftfahrzeug |
| KH | Kraftfahrthaftpflichtversicherung |
| KfzPflVV | Verordnung über den Versicherungsschutz in der Kraftfahrzeug-Haftpflichtversicherung (Kraftfahrzeug-Pflichtversicherungsverordnung) |
| KU | Kraftfahrt-Unfallversicherung |
| ML | Maximum-Likelihood |
| OR | Odds Ratio |
| PflVG | Gesetz über die Pflichtversicherung für Kraftfahrzeughalter (Pflichtversicherungsgesetz) |
| PHM | Proportional Hazards Modell |

| | |
|-----------|--|
| PKW | Personenkraftwagen |
| Ref. | Referenzkategorie |
| ROC | Receiver Operating Characteristic |
| SF-Klasse | Schadenfreiheitsklasse |
| SF-Rabatt | Schadenfreiheitsrabatt |
| SN | Stornoneigung |
| StVG | Straßenverkehrsgesetz |
| TB | Tarifbestimmungen für die Kraftfahrtversicherung |
| TK | Fahrzeugteilversicherung (Teilkaskoversicherung/ Teilkasko) |
| Tsd. | Tausend |
| VAG | Gesetz über die Beaufsichtigung der Versicherungsunternehmen (Versicherungsaufsichtsgesetz) |
| VK | Fahrzeugvollversicherung (Vollkaskoversicherung/ Vollkasko) |
| VN | Versicherungsnehmer |
| VU | Versicherungsunternehmen/ Versicherer |
| VV | Versicherungsvermittler/ Vermittler |
| VVG | Gesetz über den Versicherungsvertrag (Versicherungsvertragsgesetz) |
| VVG-InfoV | Verordnung über Informationspflichten bei Versicherungsverträgen (VVG-Informationspflichtenverordnung) |
| WPV | Westfälische Provinzial Versicherung AG |

Kapitel 1

Einleitung

1.1 Problemstellung und Zielsetzung

Seit der Deregulierung des deutschen Versicherungsmarktes im Jahr 1994 können Versicherer in der Kraftfahrtversicherung die Versicherungsbedingungen und die Tarife unternehmensindividuell festlegen. Das Wettbewerbsumfeld hat sich seitdem gravierend verändert und hat zu einem zunehmenden Verdrängungswettbewerb sowie Marktsättigung in der Kraftfahrtversicherung geführt. Das Denken in langfristigen Kundenbeziehungen rückt mehr und mehr in das Zentrum des Interesses der Versicherer. Auf die sich geänderten Rahmenbedingungen reagieren die Kraftfahrtversicherer, indem sie versuchen, zum einen wertvolle aktive Kunden langfristig an sich zu binden und zum anderen die Beziehung zu wertvollen stornogefährdeten Kunden durch gezielte Marketingmaßnahmen wieder zu stabilisieren. Allerdings investieren viele deutsche Kraftfahrtversicherer immer noch primär in Kundenzufriedenheitsbefragungen und in das Beschwerdemanagement. Sie sind folglich bestrebt, in der Hauptsache individuell nachzubessern. Vertriebspotenziale bleiben durch ein solches Vorgehen oft ungenutzt. Erst jeder zweite Versicherer investiert bislang in die Stornofrüherkennung (vgl. Steria Mummert Consulting AG u. F.A.Z.-Institut (2006, S. 27)).

Der Schwerpunkt in dieser Arbeit liegt auf der Stornoanalyse in der Kraftfahrtversicherung. Im Rahmen der Kundenrückgewinnung, einem Teilbereich des Beziehungsmarketings neben der Neukundenakquisition und der Kundenbindung, nimmt das Stornomanagement eine zentrale Rolle ein. Im Speziellen wird das Stornoverhalten von Hauptfälligkeitswechslern untersucht. Da die Kunden eines Kraftfahrtversicherers mit der Zeit kritischer, anspruchsvoller und preissensibler geworden sind und meist Versicherungsverträge aus verschiedenen Versicherungssparten bei mehreren Versicherern besitzen, ist ihre Wechselbereitschaft stark angestiegen. Kraftfahrtversicherer haben daher ein besonderes Interesse zu wissen, warum einige Kunden

wechsellern und andere nicht, und wodurch deren Vertragslaufzeit beeinflusst wird. Wenn sie diese Fragen überzeugend beantworten können, sind sie in der Lage, gezielte Maßnahmen sowohl bei der Neukundengewinnung („Angriff“) als auch bei der Kundenbindung und Stornoprävention („Verteidigung“) einzuleiten. Zeitdiskrete Hazardraten-Modelle stellen einen geeigneten Modellansatz dar, die Dauer bis zu einem Hauptfälligkeitsswechsel in der Kraftfahrtversicherung sowohl zu erklären als auch zu prognostizieren.

Ihren Ursprung haben Hazardraten-Modelle in der Medizin, wo sie genutzt werden, um z. B. die Überlebensraten bei Krankheitsverläufen (Survival Analysis) zu untersuchen (vgl. Cox u. Oakes (1984), vgl. Klein u. Moeschberger (2003)). In den letzten Jahren wurden Hazardraten-Modelle aber auch von den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften entdeckt (vgl. Blossfeld u. a. (1989), vgl. Hamerle (1987), vgl. Hüppelshäuser u. a. (2006)), um mit Hilfe von neuen, leistungsstarken Statistikprogrammen Längsschnittdaten aus Prozess- und Verlaufsuntersuchungen zu analysieren. Zu den untersuchten Fragestellungen zählen die Zeitdauer bis zur Kündigung eines Abonnements oder zur Adoption eines neuen Produktes (vgl. Garczorz (2004), vgl. Litfin (2000)) sowie die Länge von Arbeitslosigkeitsphasen (vgl. Christensen (2005), vgl. Meyer (1990)) oder von Nutzerbeziehungen in der Dienstleistungsbranche (vgl. Burez u. van den Poel (2007), vgl. Larivière u. van den Poel (2004), vgl. Rürger (2003), vgl. van den Poel u. Larivière (2004)).

Hazardraten-Modelle werden ebenso als Ereignis- oder Verweildauermodelle (vgl. Blossfeld u. a. (1986), vgl. Petersen (1991), vgl. Yamaguchi (1991)) oder in der Zuverlässigkeitstheorie (Reliability Analysis) bei der Analyse von Gerätelaufrzeiten als Ausfallraten-Modelle (vgl. Kalbfleisch u. Prentice (2002)) bezeichnet.

Man setzt Hazardraten-Modelle auch zur Lösung typischer versicherungsmathematischer Problemstellungen ein. Mit der sog. „Sterbetafelmethode“, einem nichtparametrischen Hazardraten-Modell, werden private Altersrenten kalkuliert (vgl. Kaplan u. Meier (1958)). Parametrische und semiparametrische Hazardraten-Modelle finden Anwendung u. a. bei der Kalkulation von Beiträgen und Tarifen in der Pflegeversicherung (vgl. Czado u. Rudolph (2002), vgl. Gschlössl (2002), vgl. Rudolph (2000)), bei der Schätzung von Wiederabschlusswahrscheinlichkeiten (vgl. Harrison u. Ansell (2002)) und auch im Bereich der Schadenreservierung (vgl. Spreeuw (1999), vgl. Spreeuw u. Goovaerts (1998)). Außerdem werden sie eingesetzt, um die Zeitdauer bis zum Eintritt eines Schadenfalls in der Schadenversicherung zu erklären (vgl. Keiding u. a. (1998)).

In den letzten Jahren wird dieser Modellansatz auch von Versicherern im Rahmen von Stornoanalysen verwendet. Es existiert eine Arbeit, die das Storno in der privaten Unfallversicherung analysiert (vgl. Gandy u. a. (2004)). Darüber hinaus gibt es Studien, in denen die verbleibende Restkundenbindungsdauer nach einem Erststorno in einer Versicherungssparte bis zum Verlust der vollständigen Kundenbindung

modelliert wird (vgl. Brockett u. a. (2008), vgl. Guillen u. a. (2003a), vgl. Guillen u. a. (2006)).

Für Datensituationen der Verweildaueranalyse sind unvollständige Beobachtungen (Rechtszensierung) der Regelfall, da der Beobachtungszeitraum zeitlich begrenzt ist. Linkstrunkierte Daten werden hingegen relativ selten thematisiert. Charakteristisch für die Analyse von Laufzeiten von Versicherungsverträgen ist aber, dass ein großer Anteil der Beobachtungen linkstrunkiert ist. Dies liegt darin begründet, dass viele Versicherungsverträge u. U. schon sehr lange im Versicherungsbestand verweilen, und der Beginn des Beobachtungszeitraums nur für einen begrenzten in die Vergangenheit reichenden Zeitraum zurückverlegt werden kann. Ein Schwerpunkt dieser Arbeit liegt daher auf der Konstruktion der Likelihoodfunktion bei linkstrunkierten Daten. Außerdem wird die Berücksichtigung von zufälligen Effekten in zeitdiskreten Hazardraten-Modellen bei linkstrunkierten Daten genauer erforscht. Zufällige Effekte dienen dazu, unbeobachtete Heterogenitäten bzw. Abhängigkeiten im Modell abzubilden.

Die vorliegende Arbeit verfolgt das Ziel, einen Beitrag zu leisten, dass in Zukunft Hazardraten-Modelle verstärkt zur Analyse des Stornoverhaltens von Versicherungskunden eingesetzt werden.

1.2 Gang der Untersuchung

Kapitel 2 beschreibt das Stornomanagement in Versicherungen. Nach der Darstellung der Besonderheiten des Versicherungsproduktes wird der Stornobegriff definiert und auf das in dieser Arbeit untersuchungsrelevante Storno eingegrenzt. Anschließend werden die Folgen des Stornos eines einzelnen Versicherungsvertrages (partieller Kundenverlust) und der simultanen oder zeitverzögerten Stornierung aller bestehenden Versicherungsverträge (vollständiger Kundenverlust) gegenüber gestellt und bewertet. Daran anschließend erfolgt die Einordnung des Stornomanagements in das Beziehungsmarketing, wobei auch auf dessen Funktion innerhalb des Beziehungsmarketing eingegangen wird. Danach wird der wirtschaftliche Wert einer langfristig angelegten Kundenbeziehung, was eine erfolgreiche Verhinderung einer eventuell vom Kunden beabsichtigten frühzeitigen Abwanderung erfordert, sowohl anhand von monetären Größen als auch anhand von Potenzialen belegt. Das zweite Kapitel endet mit einem Überblick über relevante Theorien und daraus abgeleitete Determinanten zur Erklärung der Kundenabwanderung.

In Kapitel 3 wird die im Rahmen der empirischen Analysen untersuchte Versicherungssparte der Kraftfahrtversicherung ausführlich vorgestellt. Da ein Kraftfahrtversicherungsvertrag mehrere Versicherungsarten bündelt (Kraftfahrthaftpflicht-, Fahrzeugversicherung und Kraftfahrt-Unfallversicherung), wird der Leistungsumfang je-

der Versicherungsart separat beschrieben. Danach wird kurz auf die Kalkulation von Beiträgen und Tarifen in der Kraftfahrtversicherung eingegangen, um im Anschluss die im Rahmen der Tarifikalkulation von der WPV verwendeten Tariffaktoren, unterteilt in „harte“ und „weiche“ Tariffaktoren, genauer zu untersuchen. Sie bilden im empirischen Teil dieser Arbeit eine Grundlage zur Erklärung und Prognose des Stornoverhaltens in der Kraftfahrtversicherung. In dieser Arbeit werden zeitraumbezogene Modelle zur Stornomodellierung eingesetzt. Daher werden anschließend die verschiedenen vertraglichen Beginne und gesetzlich bzw. vertraglich vorgesehenen Beendigungsmöglichkeiten eines Kraftfahrtversicherungsvertrages erläutert. Dabei wird auch eine Abgrenzung zwischen der Vertrags- und der Kundenbeziehungsdauer vorgenommen. Am Ende dieses Kapitels wird die wirtschaftliche Bedeutung der Kraftfahrtversicherung als Schlüsselparte der Schaden- und Unfallversicherung herausgestellt. Es wird anhand von mehreren Marktcharakteristika aufgezeigt, dass der Kraftfahrtversicherungsmarkt hart umkämpft und besonders stornogefährdet ist.

In Kapitel 4 werden zeitdiskrete Hazardraten-Modelle als ein möglicher Ansatz zur zeitraumbezogenen Untersuchung des Hauptfälligkeitsstornos in der Kraftfahrtversicherung beschrieben. Nach der Definition grundlegender Begriffe bei diskret erhobenen Zeiten werden die zeitdiskreten Hazardraten-Modelle in die Klasse der verallgemeinerten linearen Modelle eingebettet. Anschließend werden die gebräuchlichsten zeitdiskreten Modellansätze vorgestellt. Danach wird auf typische Datensituationen der Verweildaueranalyse – Zensierungen und Trunkierungen – eingegangen und die sich daraus ergebenden Besonderheiten bei der Konstruktion der Likelihoodfunktion dargestellt. Nach der Abhandlung gängiger statistischer Hypothesentests sowie Maße zur Beurteilung der Anpassungs- und Prognosegüte bei einer binären Zielvariable, wird im letzten Abschnitt dieses Kapitels diskutiert, wie sich die Aufnahme eines zufälligen Effektes zur Berücksichtigung von unbeobachteten Heterogenitäten bzw. Abhängigkeiten auf die Likelihoodkonstruktion bei linkstrunkierten und rechtszensierten Daten auswirkt.

Gegenstand des fünften Kapitels ist die empirische Untersuchung. Die Datengrundlage bildet der Kraftfahrtversicherungsbestand der Westfälischen Provinzial Versicherung AG (WPV) aus den Jahren 2001 bis 2005. Nach der Beschreibung des Datensatzes und der Formulierung eines Hypothesengerüsts werden möglicherweise stornoerklärende Prädiktoren, die aber nicht von der WPV zur Tarifierung eingesetzt werden, sowie weitere mittels externer Quellen neu kreierte Prädiktoren beschrieben. Anschließend werden unterschiedlich parametrisierte zeitdiskrete Hazardraten-Modelle geschätzt und interpretiert. Das Kapitel endet mit der Bewertung der Erklärungs- und Prognosegüte der geschätzten Modelle.

Das letzte Kapitel fasst die Untersuchungsergebnisse abschließend zusammen und gibt einen Ausblick auf weiterhin bestehenden Forschungsbedarf.

Kapitel 2

Stornomanagement in der Versicherung

2.1 Besonderheiten des Versicherungsproduktes

Das Versicherungsprodukt dient nach der Bedarfstheorie der „Deckung eines im einzelnen ungewissen, insgesamt geschätzten Mittelbedarfs auf der Grundlage des Risikoausgleichs im Kollektiv und der Zeit“ (Farny (2006, S. 8)). Dabei transferiert der Versicherungsnehmer das Risiko eines Schadens gegen die Zahlung eines Beitrags auf den Versicherer. Der Versicherer ist an dem Risikotransfer durch den Versicherungsnehmer interessiert, weil er in seinen Versicherungsbestand viele homogene (gleichgeartete) Risiken übernimmt, deren unterschiedliche Schadenfrequenzen und -höhen sich im Kollektiv sowie über die Zeit betrachtet ausgleichen (vgl. Albrecht (1992, S. 20 ff.)).

Das Versicherungsprodukt lässt sich nach Riege (1990) in drei Komponenten zerlegen: die Risiko-, die Handling- und die Kunden-Dienstleistung. Die *Risiko-Dienstleistung* ist die Kernleistung eines Versicherers und besteht in der finanziellen Absicherung eines Risikos durch den Risikotransfer einer Wahrscheinlichkeitsverteilung von möglichen Schäden vom Versicherungsnehmer auf den Versicherer. Juristisch betrachtet wird das transferierte Risiko nach dem sog. „Antragsmodell“ durch die vor Antragstellung vom Versicherer auszuhändigenden Unterlagen (ein Produktinformationsblatt, Versicherungsinformationen und die Allgemeinen Versicherungsbedingungen inkl. der Tarifbestimmungen), den Versicherungsantrag und den Versicherungsschein (Vertragspolice) dokumentiert (zu weiteren Vertragsschlusslösungen s. den später folgenden Unterabschnitt 3.4.1). Diese Kernleistung wird durch *versicherungverbundene* Leistungen ergänzt, sog. *Handling-Dienstleistungen*. Dazu zählen insbesondere die Beratung des Kunden vor dem Abschluss des Versicherungsvertra-

ges und die Betreuung während dessen Dauer (z. B. in Form von Tarifauskünften und Anpassungen) sowie die Bearbeitung und Abwicklung von Schäden nach Eintritt von Schadenfällen. Die Handling-Dienstleistung dient dazu, das Versicherungsprodukt zu einer handelbaren Marktleistung zu machen. Da ein Versicherungsprodukt, das lediglich durch die Zusammenführung von Produktkern und Handling-Dienstleistung am Versicherungsmarkt eher die Ausnahme als die Regel darstellt, wird es im Folgenden als sog. *Versicherungsprodukt im engeren Sinne* bezeichnet.

In manchen Versicherungssparten ist das Risikogeschäft rechtlich und/ oder faktisch mit Spar- oder Entspargeschäften verbunden, die eine planmäßige verzinsliche Kapitalbildung bzw. einen planmäßigen verzinslichen Kapitalverzehr beinhalten. Zu diesen Versicherungssparten gehören die Lebens- und die Unfallversicherung mit Prämienrückgewähr sowie in besonderer Form die Krankenversicherung (vgl. Farny (2006, S. 22, 560)).

Das *Versicherungsprodukt im weiteren Sinne* wird abgerundet durch *Kunden- bzw. Service-Dienstleistungen*. Diese Komponente kann wiederum in versicherungsumfeldbezogene und versicherungsfremde Leistungen unterteilt werden. Zu den *versicherungsumfeldbezogenen* Leistungen zählen Leistungen, die in einer indirekten Beziehung zum Kernprodukt stehen. Im Wesentlichen handelt es sich bei diesen Leistungen um Assistance-Leistungen, die dem Kunden umfassende Hilfe bei Eintritt eines Schadenfalls bieten, wie z. B. Informationen über einzuleitende schadenmindernde Maßnahmen und die Vermittlung zu weiteren Spezialisten. Dazu zählen aber auch Maßnahmen zur Schadenverhütung und die Schaffung eines Risikobewusstseins. *Versicherungsfremde* Leistungen sind hingegen von der eigentlichen Hauptleistung völlig losgelöst und werden als zusätzliches Angebot Nutzen stiftender Services verstanden. Dazu zählen z. B. Informations- und Vermittlungsdienste (vgl. Meyer u. Roos (1998, S. 133 f.)).

Das Versicherungsprodukt ist zunächst durch dienstleistungstypische Charakteristika auf der *Anbieterseite* zu beschreiben: Immaterialität, fehlende Lagerungs- und Speichermöglichkeit sowie uno-actu-Prinzip (vgl. Gericke (2001, S. 8)).

Versicherungsprodukte besitzen einen *immateriellen Charakter* ohne physische Substanz. Rechtlich werden sie durch Versicherungsverträge und faktisch durch Informationen repräsentiert (vgl. Farny (2006, S. 560)). Die Immaterialität eines Versicherungsproduktes hat zur Folge, dass ein nachhaltiger Wettbewerbsvorteil durch die Schaffung einer völlig neuen Produktkonzeption nicht erlangt werden kann, da ein Versicherungsprodukt bezogen auf seinen Inhalt nicht rechtlich geschützt werden kann. Innovative, neu entwickelte Produkte können daher schnell vom Markt kopiert werden. Die immaterielle Natur des Versicherungsproduktes macht dessen *Lagerung oder Speicherung* unmöglich (vgl. Farny (2006, S. 561)). Gemäß dem *uno-actu-Prinzip* finden bei Versicherungen die Bedarfsgenerierung, die Produktion und der Konsum praktisch zeitgleich statt (vgl. Meyer u. Roos (1998, S. 135)).

Auf der *Nachfragerseite* weist das Versicherungsprodukt drei Besonderheiten auf: Ein Versicherungsprodukt ist abstrakt und nur schwer fassbar sowie sowohl ein Low-interest- als auch ein High-involvement-Produkt. Diese drei Charakteristika eines Versicherungsproduktes sollen im Folgenden genauer beschrieben werden.

Da der Versicherungsschutz auf einen unsicheren Zukunftsbedarf gerichtet ist, ist der Nutzen der Versicherung, der in der mit dem Vertragsabschluss verbundenen Sicherheitsgarantie besteht, im Schadenfall abgesichert zu sein, sowohl bei Vertragsabschluss als auch während der Laufzeit des Vertrages für den Kunden *abstrakt und nur schwer fassbar*, so dass der Kunde zunächst keinen unmittelbaren Gegenwert erfährt, weil sich die Qualität der Leistung erst im Schadenfall konkretisiert. Versicherungsprodukte werden daher auch als sog. „Erfahrungsgüter“ bezeichnet (vgl. Schlesinger u. von der Schulenburg (1993, S. 596 f.)). Dieser Mangel an Konsum- oder Gebrauchsmöglichkeiten des Versicherungsproduktes führt nach einer gewissen Zeit zu Dissonanzen bei den Kunden und kann zu einer Gefährdung der Kundenbeziehung führen. Der Nutzen einer Versicherung wird daher von Kunden oft mit der Leistung, die der Versicherer nach dem tatsächlichen Eintritt eines Schadens erbringt, substituiert. Dies kann in mangelndem Wissen und Vertrauen in die Versicherung oder der mangelnden Kommunikation des Versicherers begründet sein (vgl. Joho (1996, S. 29), vgl. Lehmann (1989, S. 252 f.)). Die Kundenbeziehung muss deshalb durch einen ständigen Leistungs- und Informationsaustausch gepflegt werden (vgl. Farny (2006, S. 661)). Kaum eine andere Branche bearbeitet deshalb ihren Markt mit einem so großen Außendienst und investiert vergleichsweise hohe Mittel in den persönlichen Verkauf.

Des Weiteren ist ein Versicherungsprodukt aus Sicht eines Kunden ein *Low-interest-Produkt*, da trotz objektiv bestehender Risiken das Gefahrenbewusstsein oftmals nur gering ausgeprägt ist. Ein Kunde hat i. A. nur wenig Interesse, sich mit seinem Versicherungsbedarf, d. h. mit dem Risiko des Eintritts eines Schadenfalls, auseinander zu setzen. Nachfrager können ihre Bedürfnisstruktur im Hinblick auf den Versicherungsschutz oftmals nur sehr vage oder gar nicht formulieren. Dies führt zu einem gering ausgeprägten Interesse an Versicherungen, das dadurch verstärkt wird, dass Versicherungen keinen Erlebniswert vermitteln. Mit Ausnahme von Pflichtversicherungen muss der Bedarf nach Risikoabsicherung bei den meisten Kunden somit erst geweckt und der benötigte Versicherungsschutz ermittelt werden, wobei beim Aufzeigen des Versicherungsbedarfs, d. h. diverser Risiken, beim Kunden sehr leicht negative Assoziationen entstehen können (vgl. Kurtenbach u. a. (1995, S. 20), vgl. Meyer u. Roos (1998, S. 135)).

Schließlich ist ein Versicherungsprodukt ein *High-involvement-Produkt*, da aufgrund der Produktgestaltung von Versicherungen, die weitestgehend an versicherungsmathematischen und juristischen Erfordernissen orientiert ist, und der für den Kunden schwer nachzuvollziehenden Kalkulation des Beitrags das Versicherungsprodukt

i. d. R. erklärungsbedürftig ist. Durch eine zunehmend fast unüberschaubare Tarifvielfalt der Versicherer wird die Komplexität von Versicherungsleistungen zusätzlich gesteigert (vgl. Grothe u. Lohse (2003, S. 8 f.)). Der Vermittler vor Ort hat den persönlichen Kontakt zum Kunden, das Wissen über dessen berufliches und persönliches Umfeld und kann folglich dessen Versicherungsbedarf fachgerecht einschätzen. Die Beispiele der über das Internet vertriebenen Auslandskrankenversicherung und der vorwiegend von Direktversicherern angebotenen Kraftfahrtversicherung zeigen, dass diese Komplexität bei einigen Produkten kein Hindernis für den Kunden darstellt. Vielmehr werden derartige hochstandardisierte Produkte durch den Kunden auf bestimmte Attribute reduziert, anhand derer die Angebote der verschiedenen Anbieter verglichen werden können (vgl. Gericke (2001, S. 3)).

2.2 Storno von Versicherungen

2.2.1 Stornogründe

Storno im engeren Sinne bezeichnet die vorzeitige Auflösung eines Versicherungsvertrages in einer nicht dem Vertrag entsprechenden Weise (vgl. Fürstenwerth u. Weiß (2001, S. 611 f.)). Dazu zählen die Fälle, dass der Versicherungsvertrag nicht zustande kommt, weil der Versicherungsnehmer von seinem Widerrufs- oder Widerspruchsrecht Gebrauch macht oder der Versicherer bzw. der Versicherungsnehmer vorzeitig zurücktreten. Beim *Storno im weiteren Sinne* werden auch auch reguläre Vertragsbeendigungen unter dem Stornobegriff subsumiert werden.

Zu den Gründen für eine *reguläre* Vertragsbeendigung gehören die ordentliche und die außerordentliche Kündigung des Versicherungsvertrages (vgl. Farny (2006, S. 399)). In den Versicherungssparten der Schadenversicherung (dazu gehört auch die in dieser Arbeit untersuchte Kraftfahrtversicherung) besteht für beide Seiten ein *ordentliches Kündigungsrecht*, verbunden mit einer ein- bis dreimonatigen Kündigungsfrist, zum Ablauf der Grundlaufzeit oder einer verlängerten Laufzeit des Vertrages. Zudem kann man die folgenden *außerordentlichen Kündigungsrechte* unterscheiden:

- (a) der Versicherungsnehmer oder der Versicherer können nach Eintritt eines Schadenfalls kündigen,
- (b) nur der Versicherungsnehmer hat das Recht, im Falle einer Beitragserhöhung aufgrund einer im Vertrag vereinbarten Beitragsanpassungsklausel zu kündigen,
- (c) nur der Versicherer kann kündigen, wenn der Versicherungsnehmer mit der Zahlung des Folgebeitrags in Verzug ist, oder wenn der Versicherungsnehmer bestimmte Obliegenheiten verletzt hat.

Weitere *reguläre* Gründe für die Vertragsbeendigung sind in einigen Versicherungssparten auch der Wegfall des versicherten Risikos (z. B. die Vernichtung der versicherten Sache) oder der Tod des Versicherungsnehmers.

Aus der Sicht eines Versicherers lassen sich die regulären Gründe für eine Vertragsaufhebung in natürliche und künstliche Abwanderungsgründe unterteilen (vgl. Brockett u. a. (2008, S. 716), vgl. Joho (1996, S. 107 ff.)). Die charakteristische Eigenschaft sowohl von *natürlichen* als auch von *künstlichen* Abwanderungsgründen besteht darin, dass das Storno vom *Versicherungsnehmer* und damit nicht vom Versicherer initiiert ist, da ein Versicherer grundsätzlich an dem Ausbau der Beziehung zum Kunden interessiert ist. Im Gegensatz dazu handelt es sich um ein *gewolltes* Storno, wenn der Versicherer „schlechten“ Risiken zur Bereinigung des Kundenbestandes kündigt, den Versicherungsvertrag wegen Nichtzahlung des Folgebeitrags beendet oder im Zusammenhang mit Fusionen gezwungen ist, bestehende Kundenbeziehungen aufzulösen (vgl. Bruhn u. Michalski (2003), vgl. Ullmann u. Garbers (2003a)).

Es liegen *natürliche* oder *unvermeidbare* Gründe vor, wenn der Versicherungsnehmer nach der Vertragsbeendigung keinen entsprechenden Versicherungsbedarf mehr aufweist. Die natürlichen Gründe zeichnen sich dadurch aus, dass sie durch den Versicherer nicht oder nur sehr schwer beeinflusst werden können. Zu diesen Gründen gehören:

- (a) eine Sache wird nach Verlust oder Beschädigung nicht ersetzt,
- (b) die versicherte Sache wird abgeschafft,
- (c) zwei Haushalte werden zusammengelegt, und
- (d) der Versicherungsnehmer stirbt.

Man spricht von *künstlichen* oder *vermeidbaren* Gründen, wenn die Gründe direkt oder indirekt zu einer Vertragsaufhebung führen, obwohl der Versicherungsnehmer weiterhin einen Versicherungsbedarf besitzt. Dazu zählen die Kündigung des Versicherungsnehmers wegen eines zu hohen Beitrags, eines schlechten Services, einer unbefriedigenden Schadenerledigung oder einer unzulänglichen Betreuung durch den Versicherungsvermittler. Das künstliche Storno ist das aus Versicherersicht interessante Storno, da damit i. d. R. der Wechsel des Versicherungsnehmers zu einem Konkurrenzversicherer verbunden ist, um bei diesem seinen Absicherungsbedarf durch dessen Versicherungsprodukte zu decken. Da ein Versicherer die künstlichen Gründe in der Regel beeinflussen kann, ist es wichtig, dass er diesen besondere Beachtung schenkt und auf die geäußerte Unzufriedenheit des Versicherungsnehmers angemessen reagiert (vgl. Bongartz (2004, S. 1078), vgl. Joho (1996, S. 109),

vgl. Ullmann u. Garbers (2003a, S. 402)). Auf diese Weise kann der Beschwerdeprozess zurückverfolgt werden und die kritische Situation lokalisiert werden. Durch Kompensationsangebote kann es möglich sein, die Kundenzufriedenheit des Versicherungsnehmers wiederherzustellen, so dass er seine Kündigung zurücknimmt (vgl. Gericke (2001, S. 71)). Weiterhin können die Kündigungsgründe auf Basis des Kundenbestandes mit statistischen Methoden und Modellen analysiert werden. Anhand der Daten abgewandelter Kunden können mit Stornoanalysen Vertrags- und Kundenmerkmale gefunden werden, die aufzeigen, welche Kunden zu einer Beendigung des Vertragsverhältnisses neigen könnten. Dieses Wissen kann der Versicherer in der Folge dazu nutzen, um weitere stornogefährdete Geschäftsbeziehungen zu stabilisieren, indem z. B. Schwächen in der Angebotserstellung und Leistungserbringung abgestellt werden. Untersuchungen ergaben, dass in der Versicherungsbranche ca. 25 % bis 50 % der Abwanderungsgründe vom Versicherer beeinflussbar sind (vgl. Venohr (1996, S. 367)).

Im Rahmen dieser Arbeit werden nicht alle möglichen Beendigungsgründe als interessierendes Storno betrachtet. Aus Sicht eines Versicherers sind die interessierenden Storni ausschließlich die künstlichen (vermeidbaren) Storni. Im Anwendungsteil dieser Arbeit wird das Storno untersucht, dass der Versicherungsnehmer ordentlich zum Ende der Versicherungsperiode, dem Hauptfälligkeitstermin, seine bestehende Kraftfahrtversicherung kündigt.

2.2.2 Zeitpunkt des Stornos

Neben den Gründen für eine Vertragsbeendigung kann auch nach dem Zeitpunkt der Vertragsauflösung unterschieden werden. Zum einen kann der Versicherungsvertrag *während der laufenden Versicherungsperiode* aufgelöst werden. Dieser Fall tritt beispielsweise ein, wenn der Versicherungsnehmer bei Eintritt eines Schadenfalles den Versicherungsvertrag kündigt (sofern dieser nicht ohnehin die Versicherung beendet, wie z. B. in der Lebensversicherung bei Tod oder Ablauf), oder wenn das versicherte Risiko wegfällt. Zum anderen kann der Versicherungsvertrag zum *Ende der Versicherungsperiode* gekündigt werden (vgl. Kahlenberg (2005, S. 13)).

2.2.3 Storno als Verlust einer Kundenbeziehung

Häufig schließt ein Kunde mehrere Versicherungsverträge, die ihn gegen unterschiedliche Risiken absichern, im Bündel bei nur einem einzigen Versicherer ab. Im Rahmen der Stornoanalyse gilt es dabei zwischen einem vollständigen und einem partiellen Verlust der Kundenbeziehung zu differenzieren. Bei einem *vollständigen Kundenverlust* beendet ein Kunde sämtliche Versicherungsverträge, um zu einem oder mehreren

Konkurrenzversicherern zu wechseln. Bei einem *partiellen Kundenverlust* beendet ein Kunde einige, aber nicht alle Versicherungsverträge, und ist somit für den Versicherer noch nicht vollständig verloren. Ein Kunde, der die Anzahl der bei einem einzigen Versicherer abgeschlossenen Versicherungsverträge reduziert, neigt aber eher dazu, in der Folgezeit alle restlichen Versicherungsverträge, die er bei diesem Versicherer besitzt und die i. d. R. verschiedenen Versicherungssparten angehören, auch zu beenden. In diesem Fall tritt der *vollständige Kundenverlust* nur mit einer gewissen Zeitverzögerung ein (vgl. Spencer (1997)).

Bei einem partiellen Kundenverlust hat der Versicherer folglich noch eine begrenzte Zeit die Möglichkeit zu reagieren. Je mehr er dabei über stornogefährdete Kunden weiß, wie z. B. demographische Merkmale des Kunden, gemachte Erfahrungen mit dem Versicherer und die Zusammensetzung des Versicherungsportfolios des Kunden, desto eher hat er die Möglichkeit, noch rechtzeitig mit geeigneten Kundenbindungsmaßnahmen zumindest einen totalen Kundenverlust zu verhindern.

Brockett u. a. (2008) haben den simultanen und den zeitverzögerten vollständigen Kundenverlust für einen dänischen Versicherer untersucht. Sie haben überraschenderweise herausgefunden, dass für das Unternehmen hoch profitable Kunden, die einen Hausratversicherungsvertrag und noch mindestens zwei weitere Versicherungsverträge besitzen, zu einem simultanen vollständigen Kundenverlust tendieren. Eine mögliche Erklärung dafür ist, dass diese Kundengruppe sehr aggressiv von Wettbewerbern umworben wird, welche bereit sind, ähnliche oder sogar günstigere Vertragskonditionen und Bündelrabatte wie der bisherige Versicherer zu gewähren. Hat diese Kundengruppe hingegen diesem aus Sicht des aktuellen Versicherers kritischen Moment widerstanden, erweist sie sich in der Folgezeit als besonders loyal (vgl. Brockett u. a. (2008, S. 727 ff.)). Die Zeit, die einem Versicherer nach einem erfolgten Erststorno eines Kunden noch zur Verfügung steht, um einen vollständigen Kundenverlust zu verhindern, hängt laut dieser Studie im Wesentlichen vom Kundentyp und der zuerst stornierten Versicherungssparte ab (vgl. Brockett u. a. (2008, S. 735)).

Aus rein ökonomischer Sicht ist es für einen Versicherer billiger, einen stornogefährdeten Kunden von der Abwanderung abzuhalten, sofern dies noch möglich ist, als einen neuen Kunden zu gewinnen oder einen verlorenen Kunden, der bereits alle Versicherungsverträge storniert hat, zurück zu gewinnen (vgl. Griffin (2002), vgl. Griffin u. Lowenstein (2001)). Eine Stabilisierung der Kundenbeziehung ist besonders wichtig, weil der Versicherer im schlimmsten Fall einen Kunden mit einem hohen Kundenwert verliert, der durch einen Kunden mit einem geringen Kundenwert ersetzt wird (siehe hierzu den späteren Abschnitt 2.4). Es dürfte allerdings einem Versicherer nur mit relativ großem Aufwand gelingen, einen Kunden, der dem Versicherer kein Vertrauen mehr entgegenbringt und sich dazu entschlossen hat, einen ersten Versicherungsvertrag zu stornieren, in der Folgezeit von weiteren Storni abzuhalten (vgl. Brockett u. a. (2008)). Wie es einem Versicherer zum Aufbau ei-

ner erfolgreichen Kundenbeziehung gelingen muss, nach der Kontakthanbahnung das notwendige Vertrauenspotenzial für einen erfolgreichen Erstabschluss zu schaffen, so muss er es zur Pflege einer erfolgreichen Kundenbeziehung erreichen, dass das einmal aufgebaute Vertrauen nicht in Mißtrauen umschlägt und zu einem Erststorno führt (vgl. Lehmann u. Ruf (1993)). Aus diesem Grunde ist es die Aufgabe eines Versicherers, einen wertvollen Kunden durch gezielte Maßnahmen der Kundenbindung und Stornoprävention bereits von dem Erststorno abzuhalten.

2.3 Stornomanagement als Teil des Beziehungsmarketings

2.3.1 Stellung des Stornomanagements

Vor der Deregulierung und Globalisierung im Jahr 1994 waren die deutschen Versicherungsmärkte *verkäuferdominiert*. Der Schwerpunkt des *Beziehungsmarketings* (*Relationship Marketings*) lag im Teilbereich der Neukundenakquisition. Die *Neukundenakquisition* umfasst dabei alle Aktivitäten eines Anbieters, die mit der Initiierung einer Kundenbeziehung in Zusammenhang stehen.

Seit der Deregulierung des deutschen Versicherungsmarktes durch das Dritte Gesetz zur Durchführung versicherungsrechtlicher Richtlinien des Rates der europäischen Gemeinschaften am 29.07.1994 sehen sich die Versicherer mit einem zunehmenden Wettbewerb und stagnierenden Wachstumsraten konfrontiert. Die Deregulierung hat den deutschen Versicherungsmarkt auch für die ausländische Konkurrenz geöffnet (vgl. Wein (2001, S. 211 f.)).

Das Verhältnis zwischen Versicherer und Kunde ist seit der Deregulierung einem grundlegenden Wandel unterzogen. Die Versicherer agieren seitdem in einem *Käufermarkt*, in dem die Kunden selbstbewusster, anspruchsvoller und preissensibler geworden sind. Die hohe Preissensibilität der Kunden bei einem gleichzeitig vorliegenden hohen Serviceanspruch führt zu einem *hybriden Kundenverhalten*: Die Kunden schließen meist Versicherungsverträge bei verschiedenen Anbietern ab, da der verstärkte Wettbewerb um die Gunst der Kunden ihre Auswahlmöglichkeiten erhöht hat. Dieses Kundenverhalten führt zu einer erhöhten Wechselbereitschaft und zu einer abnehmenden Kundenloyalität gegenüber dem einzelnen Versicherer, welcher stärker als bisher gezwungen ist, die individuellen Bedürfnisse eines Kunden in das Zentrum seiner Absatzstrategien und Marketingpolitik zu stellen (vgl. Meyer u. Roos (1998, S. 131 f.), vgl. Pleines (2008)). Hinzu kommt, dass die Gewinnung eines Neukunden, der einen verloren gegangenen Kunden ersetzen soll, im Durchschnitt 5 bis 6 mal so teuer wie die Realisierung von Umsatzsteigerungen mit einem Bestandskunden ist. Daher ist es nur logisch, dass die Versicherer sich verstärkt ihren

Bestandskunden zuwenden und versuchen, die Kundenbeziehung zu den wertvollen Kunden zu stabilisieren und auszubauen (vgl. Wolff (1997, S. 155)) Dieser Wandel hat dazu geführt, dass sich die Schwerpunkte des Beziehungsmarketings verschoben haben. Viele Versicherer haben aufgrund der mangelnden Kundenloyalität die Notwendigkeit erkannt, sich verstärkt der Kundenbindung zuzuwenden. Die Kundenloyalität wird damit zum entscheidenden Erfolgsfaktor (vgl. Pleines (2008)).

Neben der traditionellen Neukundenakquisition wird von nun an ein verstärktes Augenmerk auf

„Aktivitäten zur Analyse, Gestaltung, Pflege und zum Ausbau bestehender Kundenbeziehungen“

gelegt (Lehmann u. Ruf (1993, S. 29), vgl. auch Cooley (2002)). Maßnahmen zur *Kundenbindung* beschränken sich dabei ausschließlich auf intakte und stabile Kundenbeziehungen. Da Entscheidungen eines Kunden zugunsten eines Anbieters nicht nur durch „harte“ Faktoren, wie z. B. den Preis oder den Versicherungsumfang, sondern auch durch „weiche“ Faktoren, wie z. B. die Sympathie und das Vertrauen, beeinflusst werden, vermag ein intensives Kundenbindungsmarketing einen entscheidenden emotionalen Zusatznutzen beim Kunden zu stiften (vgl. Schäfer (2000), vgl. Wolff (1997)). Als Hauptmerkmal des Beziehungsmarketings wird das Denken in langfristigen Kundenbeziehungen mit dem Ziel der Kundenbindung gesehen.

Da Maßnahmen zur Kundenbindung ausschließlich auf intakte und stabile Kundenbeziehungen gerichtet sind, wird das Erkennen instabiler Kundenbeziehungen sowie die Rückgewinnung verlorener Kunden vernachlässigt. Man versteht unter *Kundenrückgewinnung* einerseits die Identifikation und Stabilisierung gefährdeter Kundenbeziehungen im Rahmen des *Stornomanagements (Churn Management)* und andererseits die Durchführung von Rückgewinnungsmaßnahmen zur *Wiedergewinnung ehemaliger Kunden* (vgl. Bruhn u. Michalski (2001), vgl. Bruhn u. Michalski (2003), vgl. Campbell (2000), vgl. Homburg u. Schäfer (1999), vgl. Rüger (2003, S. 27), vgl. Stauss u. Friege (1999)). Dieses ausgeweitete Verständnis von Beziehungsmarketing spiegelt sich auch in der Definition von Bruhn (2001, S. 9) wider, der den Gegenstand des Beziehungsmarketings in der

„Initiierung, Stabilisierung, Intensivierung und Wiederaufnahme von Geschäftsbeziehungen zu den Anspruchsgruppen – insbesondere zu den Kunden – des Unternehmens mit dem Ziel des gegenseitigen Nutzens“

sieht. Die drei Teilbereiche des Beziehungsmarketings – Neukundenakquisition, Kundenbindung und Kundenrückgewinnung – sind in der folgenden Abbildung 2.1 dargestellt.

Sie können auch als sequentielle Phasen innerhalb eines sog. „Kundenbeziehungslebenszyklus“ betrachtet werden, die ein Kunde idealtypisch nacheinander durchläuft.

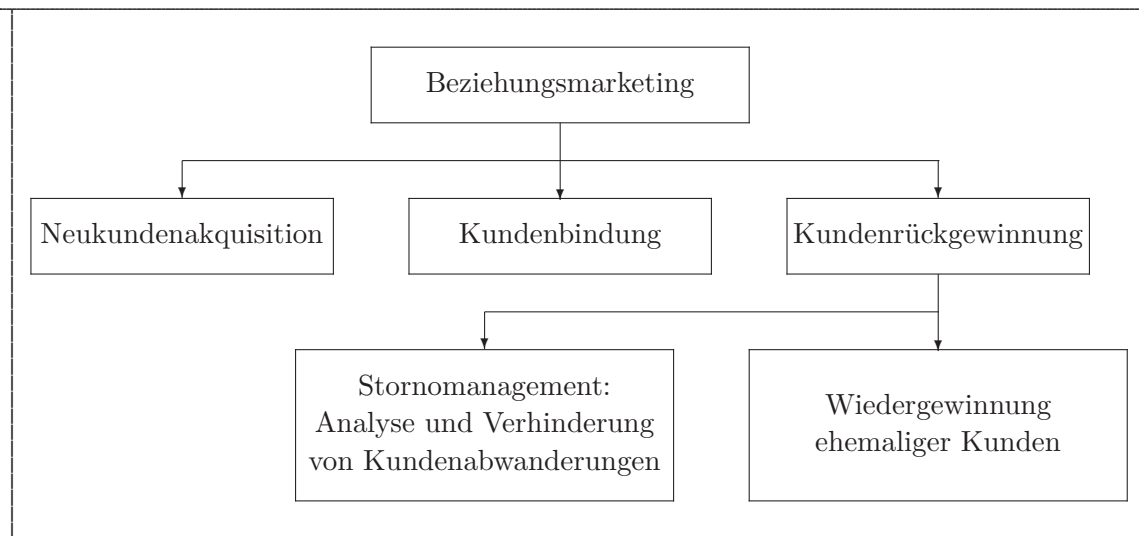


Abbildung 2.1: Stellung des Stornomanagements innerhalb des Beziehungsmarketings (in Anlehnung an Rüger (2003, S. 27) und Meyer u. Roos (1998, S. 136))

In diesem Fall wird der hier betrachtete Untersuchungsgegenstand Versicherung nicht wie in Abschnitt 2.1 als Produkt, sondern als *Prozess* verstanden. Bei einer prozessorientierten Betrachtungsweise von Versicherung stellt die Versicherungsleistung im Ergebnis eine Kette unterschiedlicher, inhaltlich jedoch zusammenhängender *Interaktionen* dar (vgl. Meyer u. Roos (1998, S. 133)). Nicht einzelne Aktivitäten und Geschäftsvorgänge beeinflussen das subjektive Empfinden des Kunden über die Qualität und die Leistungsfähigkeit des Versicherers, vielmehr ist der gesamte Weg der Dienstleistungsbeziehung maßgeblich dafür, ob beim Kunden das Gefühl einer guten oder schlechten Dienstleistungsbeziehung entsteht und bei einem positiven Ausgang den Kunden anhält, die Beziehung fortzusetzen (vgl. Joho (1996, S. 34)). Die einzelnen Phasen der Versicherungsinteraktion stellen jeweils für sich betrachtet für den Versicherer immer neue Bewährungsproben dar, deren jeweiliger Verlauf die Kundenbeziehung entscheidend prägt. Man spricht von sog. „Moments of Truth“ (Momente der Wahrheit) (vgl. Winkler (1995, S. 24)). Werden alle Phasen der Versicherungsinteraktion zusammengefasst, ergibt sich der sog. „Process of Truth“ (vgl. Lehmann (1989, S. 307 f.)). Der Process of Truth wird damit „zur zeitraumbezogenen Voraussetzung der Aufrechterhaltung und Pflege einer Dauerbeziehung zum Kunden“ (Lehmann (1989, S. 309)).

Im Folgenden wird der Kundenbeziehungslebenszyklus – wie von Bruhn (2001, S. 47 ff.) beschrieben – unter Berücksichtigung versicherungsspezifischer Charakteristika vorgestellt. Dabei wird insbesondere demonstriert, in welcher Phase des Kundenbeziehungslebenszyklus das Stornomanagement seine Wirkung entfalten kann. Abbildung 2.2 illustriert die einzelnen Phasen des Kundenbeziehungslebenszyklus.

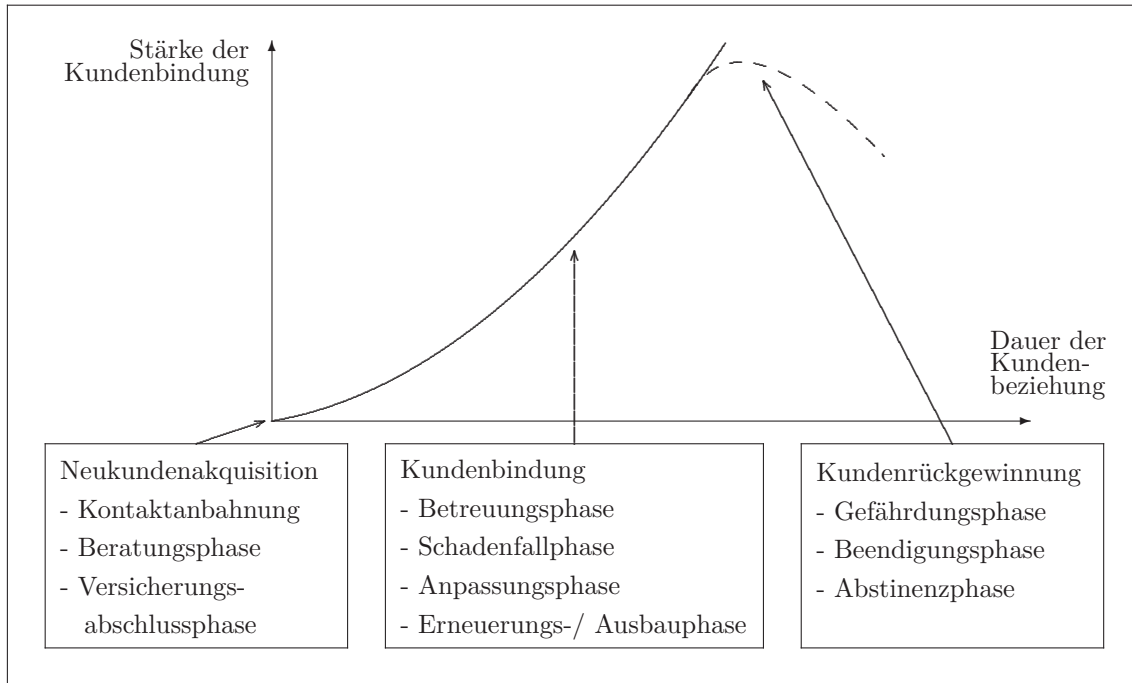


Abbildung 2.2: Phasen des Kundenbeziehungslebenszyklus (in Anlehnung an Bruhn (2001, S. 48))

Neukundenakquisition

Der Kundenbeziehungslebenszyklus beginnt mit der Phase der Neukundenakquisition, die sich aus der Kontakthanbahnungs-, der Beratungs- und der Versicherungsabschlussphase zusammensetzt.

In der *Kontakthanbahnungsphase* artikuliert ein potentieller Kunde einem oder mehreren Versicherern bzw. deren Versicherungsvermittlern, dass er einen seinen Bedürfnissen gerechten Versicherungsschutz sucht.

In der sich anschließenden *Beratungsphase* untersucht der Versicherer oder dessen Vermittler die Wünsche und Bedürfnisse des potentiellen Kunden. Dabei ist es von großer Bedeutung, dass der Interessent sowohl gegenüber dem Versicherer als auch dessen Vermittler Vertrauen entgegenbringt. Das entgegengebrachte Vertrauen beeinflusst in großem Maße, ob er einen Abschluss vornehmen wird oder nicht. Viele potentielle Kunden erwarten in der Beratungsphase eine qualifizierte, fachkundige, möglichst objektive und verständliche Beratung. Des Weiteren muss der Vermittler einen seriösen und vertrauenswürdigen Eindruck beim Interessenten hinterlassen, ihn ernst nehmen und ihm entsprechend seiner individuellen Bedürfnisse Versicherungs-

lösungskonzepte anbieten. Ist ein Versicherungsprodukt weniger komplex, kann es sein, dass der Interessent gar keine persönliche Beratung wünscht, sondern die Versicherung direkt über Telefon, Mailing oder das Internet abschließt. Insbesondere junge Interessenten versuchen häufig, den direkten Kontakt mit einem Versicherungsvermittler zu vermeiden (vgl. Joho (1996, S. 96 f.)). Der Versicherer sammelt in der Beratungsphase gleichzeitig Informationen über den Interessenten, um ihm in Zukunft entsprechend seiner Lebensverhältnisse maßgeschneiderte Versicherungsangebote unterbreiten zu können. Mit Inkrafttreten des neuen VVG am 01.01.2008 ist die Beratungspflicht des Versicherers und dessen Vermittlers gemäß §§ 6 Abs. 1 und 61 Abs. 1 VVG gesetzlich geregelt worden.

In der *Versicherungsabschlussphase* bewertet der Kunde das Preis-Leistungsverhältnis des Versicherers. Der Kunde erwartet individuelle, auf seine persönlichen Situation zugeschnittene Versicherungsprodukte sowie eine flexible Beitragsgestaltung. Dabei achten Kunden nicht nur auf die Höhe des Beitrags, sondern auch auf die Gewährung von Treue- und Zusatzabschluss-Rabatten, auf die Abgrenzung der versicherten Risiken, auf die Versicherungssummen, auf vom Versicherungsschutz ausgeschlossene Risiken, auf Selbstbeteiligungsmodelle und Kündigungsmöglichkeiten. Um nur einen Ansprechpartner zu haben, wird die Platzierung aller Versicherungen bei dem gleichen Versicherer von der Mehrzahl der Kunden favorisiert. Bei zukünftigen Neu- und Ersatzabschlüssen werden Versicherer, zu denen bereits eine Kundenbeziehung besteht, anderen noch unbekanntem Versicherern vorgezogen. Der Preis ist nicht das entscheidende Kriterium bei der Wahl eines Versicherers. Wichtiger ist es, einen Versicherer zur Seite zu haben, dem man vertrauen kann und der sich durch seine ausgeprägte Kundenorientierung von anderen Wettbewerbern abhebt (vgl. Joho (1996, S. 97 f.)).

Kundenbindung

Bleibt der Kunde dem Versicherer über die Phase der Neukundenakquisition hinaus erhalten, beginnt die Phase der Kundenbindung, die in eine Betreuungs-, Schadenfall-, Anpassungs- und Erneuerungs- oder Ausbauphase unterteilt werden kann. In dieser Phase verringert sich jedoch i. A. die Kontaktfrequenz zwischen dem Kunde und dem Versicherer bzw. dessen Vermittler.

In der *Betreuungsphase* sucht der Kunde nach einer Bestätigung für die abgeschlossene Versicherung, weil er mit Ausnahme eines Schadenfalls nicht die Gelegenheit erhält, die Versicherung anhand bestimmter Kriterien auf ihre Leistungsfähigkeit zu überprüfen. Der Kunde möchte für seine besondere Kundentreue oder Schadenfreiheit belohnt werden, z. B. in Form von Beitragsrabatten oder Rückvergütungen. Da das Versicherungsschutzversprechen ein abstraktes Versprechen darstellt, wird vielfach der für die vereinbarte Vertragslaufzeit gewährte Versicherungsschutz nicht als der eigentliche Nutzen einer Versicherung verstanden (vgl. Joho (1996, S. 98)). Eine notwendige und systematische Betreuung des Kundenbestandes kann aber sehr

schnell die Kapazitäten des einzelnen Vermittlers vor Ort übersteigen (vgl. Meyer u. Roos (1998, S. 141)).

Tritt ein *Schadenfall* ein, so intensiviert sich die Kundenbeziehung positiv oder negativ. Ein Versicherungsnehmer legt besonderen Wert auf die Art und Weise, wie der Versicherer im Schadenfall reagiert. Dessen Vorgehen bestimmt mehr als alles andere, ob der Versicherungsnehmer mit der Leistungsfähigkeit des Versicherers zufrieden ist. Dabei wird dem Zeitraum, der für die Abwicklung eines Schadenfalls benötigt wird, eine zentrale Bedeutung zugemessen. Eine schnelle, kompetente und unbürokratische Problemlösung beeinflusst einen Kunden mehr in seinem Leistungsurteil über den Versicherer als die Höhe der tatsächlich erbrachten Versicherungsleistung (vgl. Joho (1996, S. 98 f.)). Wird die Unzufriedenheit des Kunden erkennbar, gilt es die Kundenberatung zu intensivieren (vgl. Grothe u. Lohse (2003, S. 10)).

In der *Anpassungsphase* werden Versicherungen an vertragsrelevante Änderungen in den Lebensverhältnissen des Kunden oder an Gesetzesänderungen, die zu einer Deckungslücke im Versicherungsschutz des Versicherungsnehmers führen, angepasst. Dazu bedarf es zum einen, einen regelmäßigen Kontakt mit dem Kunden aufrechtzuerhalten, um so frühzeitig neue Versicherungsbedürfnisse zu erkennen und neuen Versicherungsbedarf zu ermitteln, und zum anderen erneuter Beratungsleistungen, um eine bedarfsgerechte Anpassung vornehmen zu können (vgl. Joho (1996, S. 99), vgl. Lammers (2006, S. 129), vgl. Meyer u. Roos (1998, S. 141)). Im neuen Versicherungsvertragsrecht ist in § 6 Abs. 4 VVG ausdrücklich geregelt, dass sich die Beratungspflicht des Versicherers nicht nur auf den Vertragsabschluss beschränken darf, sondern sich auf die volle Laufzeit des Vertrages erstrecken muss. Eine eigene Verpflichtung zur Beratung während der Laufzeit des Vertrages ist aber für den Versicherungsvermittler gesetzlich nicht vorgesehen. Doch wird er i. d. R. die Beratungspflicht für den Versicherer erfüllen.

Im Rahmen der *Erneuerungs- und Ausbauphase* werden Versicherungsverträge verlängert, und sofern in der Zwischenzeit neue Versicherungsbedürfnisse entstanden sind, können Up- und Cross-Selling-Potenziale genutzt werden (vgl. Joho (1996, S. 99)). Darüber hinaus wird der Kunde dazu ermuntert, die Leistungen des Versicherers weiter zu empfehlen, um so sein Referenzpotenzial auszuschöpfen.

Kundenrückgewinnung

In der Phase der Kundenrückgewinnung sollten Versicherer versuchen, die Kundenbeziehung zu stärken bzw. zu reaktivieren. Diese Phase lässt sich weiter untergliedern in die Gefährdungs-, Beendigungs- und Abstinenzphase.

Innerhalb der *Gefährdungsphase* ist es die Aufgabe eines Versicherers, mit Hilfe des Stornomanagements eine instabile Kundenbeziehung zu erkennen und zu versuchen, durch geeignete Maßnahmen die Beziehung wieder zu festigen. Dazu ist es nötig, dass die Probleme der Kundenbeziehung analysiert werden, der Kunde von den Vorteilen

des Leistungsangebotes überzeugt wird sowie zum Verbleib in der Kundenbeziehung stimuliert wird. Wenn der Versicherer eine instabile Kundenbeziehung nicht erkennt oder sich seine Stabilisierungsmaßnahmen als wirkungslos erweisen, wird die *Beendigungsphase* eingeleitet. In diesem Fall löst der Kunde die Vertragsbeziehung auf (vgl. Rüger (2003, S. 29)).

Abschließend folgt als letzte Phase im Kundenbeziehungslebenszyklus die *Abstinenzphase*. In dieser Phase sollte ein Versicherer versuchen, dem ehemaligen Kunden an dessen aktuelle Lebensverhältnisse angepasste Versicherungslösungen zu unterbreiten, um auf diese Weise wieder Versicherungsbedarf zu wecken und so die verloren gegangene Kundenbeziehung wieder zu beleben (vgl. Rüger (2003, S. 30)).

2.3.2 Funktion des Stornomanagements

Innerhalb des Beziehungsmarketings übernimmt das Stornomanagement eine zentrale Aufgabe an der Schnittstelle zwischen dem Kundenbindungs- und dem Rückgewinnungsmanagement (vgl. Michalski (2002, S. 225), vgl. Rüger (2003, S. 26)). Im Verlaufe einer Kundenbeziehung kann es wiederholt zu Gefährdungsphasen kommen, in denen sich der Kunde Gedanken über eine mögliche Abwanderung macht. Der tatsächlichen Abwanderung geht dabei i. d. R. ein längerer Entscheidungsprozess im Sinne einer gedanklichen Abwanderung voraus. Im Rahmen des Stornomanagements wird der Kunde folglich zu einem Zeitpunkt betrachtet, zu dem er noch ein aktiver Kunde ist, aber kurz vor der Beendigung der Kundenbeziehung stehen könnte.

Das Hauptziel dieser Arbeit besteht nun darin, dem Versicherer das Erkennen profitabler Kundenbeziehungen mit geringer Bindungsintensität zu erleichtern. Dazu gilt es, mit geeigneten Methoden und Modellen zum einen für den Versicherer objektiv messbare Merkmale zu finden, die auf eine instabile Kundenbeziehung hinweisen, und zum anderen innerhalb der Gesamtheit der Versicherungsnehmer die Gruppen von Kunden zu identifizieren, die einen besonders hohen Anteil von Kunden aufweisen, deren Beziehung zum Versicherer instabil zu werden droht. Die in den späteren Ausführungen in den Kapiteln 4 und 5) vorgestellten methodischen Ansätze liefern dabei nicht nur einen Hinweis darauf, welche Kundengruppen besonders stornogefährdet sind, sondern lassen auch Aussagen darüber zu, in welcher Phase des Versicherungsvertrages die Gefährdung ausgeprägt ist. Im Anschluss an die Identifikation der genannten Kundengruppen ist es dann die Aufgabe des Versicherers, in den entscheidenden Phasen der Kundenbeziehung geeignete stabilisierende Maßnahmen (wie z. B. eine verbesserte Leistungsgestaltung) einzuleiten.

2.4 Wirtschaftliche Bedeutung der Stornoprävention

Immer mehr Versicherer versuchen, die kostspieligen Maßnahmen zur Kundenbindung und zur Stornoprävention im Rahmen des Beziehungsmarketings dort zu konzentrieren, wo aus der Investition in die Kundenbeziehung auch ein substantieller Beitrag für die Zielerreichung des Unternehmens resultiert. Bei einem solchen *wertorientierten Beziehungsmarketing* investiert der Versicherer nur in wertvolle Kunden. Dabei gilt es zu berücksichtigen, dass zum einen nicht jede profitable Kundenbeziehung langanhaltend ist und zum anderen ein Kunde, der aktuell nicht profitabel ist, in der Zukunft über seinen gesamten Kundenlebenszyklus betrachtet hoch profitabel sein kann.

In der Vergangenheit konnte in einigen Studien die wirtschaftliche Bedeutung einer langfristigen Kundenbeziehung und damit einhergehend die große Bedeutung der erfolgreichen Verhinderung einer frühzeitigen Kundenabwanderung empirisch belegt werden. So konnte z. B. in der Schadenversicherung gezeigt werden, dass eine Kundenbeziehung, die 10 Jahre andauert, 4 mal so profitabel ist wie eine Kundenbeziehung, die nur 5 Jahre besteht (vgl. Felenbok (1993)). Bain & Company fand heraus, dass eine Senkung der Kundenabwanderung um 5 % die Profitabilität einer Kreditversicherung um 25 % und einer Versicherungsagentur sogar um 50 % steigert (vgl. Reichheld u. Sasser Jr. (1990), vgl. Reichheld u. Sasser Jr. (2003)).

Die Kundenwertanalyse stellt ein Verfahren dar, das dazu geeignet ist, den wirtschaftlichen Wert eines Kunden über seinen gesamten Lebenszyklus im Sinne einer dynamischen Betrachtungsweise abzubilden. Nach Meffert (1995) versteht man unter dem *Kundenwert aus Sicht eines Unternehmens*, der synonym auch als *Customer Equity* oder *Customer Lifetime Value* bezeichnet wird, die „Summe der diskontierten, kundenbezogenen Ein- und Auszahlungen, die während der Akquisitionsphase sowie der gesamten Dauer der Kundenbeziehung durch die mit dem Kunden getätigten Transaktionen verursacht werden“. Zu den Bestandteilen dieses nur auf Basis von monetären Größen definierten Kundenwerts gehören nach Reichheld u. Sasser Jr. (2003):

- (1) Akquisitionskosten: Zu Beginn einer Kundenbeziehung fallen einmalig Akquisitionskosten in Form von Kommunikationskosten, Vertriebsprovisionen und Personalkosten der Vermittler an. Diese Investitionen in eine neue Kundenbeziehung amortisieren sich erst mit fortschreitender Dauer der selben. So hat man in der Schadenversicherung herausgefunden, dass ein Kunde mindestens 4 Jahre beim gleichen Versicherer im Bestand verbleiben muss, damit der Versicherer die angefallenen Akquisitionskosten vollständig abschreiben kann (vgl. Felenbok (1993), vgl. Venohr (1996)).

- (2) Grundgewinn: Der Grundgewinn ergibt sich aus der Differenz der Beiträge, die der Kunde für die Gewährung von Versicherungsschutz bezahlt, und den Kosten des Versicherers. Zu den Kosten des Versicherers zählen u. a. die Kosten für den Aufbau und den Erhalt der Kundenbeziehung, die zugerechneten Verwaltungskosten sowie die Leistungen des Versicherers im Schadenfall.
- (3) Kosteneinsparungen: Im Verlauf einer Kundenbeziehung sinken die Vertriebs- und Verwaltungskosten, da der Versicherer seine Kunden mit fortschreitender Dauer der Kundenbeziehung besser kennenlernt und Daten über die Kundenbeziehung sammeln kann. Dies führt zu einer Senkung des zukünftigen Beratungs- und Betreuungsbedarfs. Weitere Vorteile einer Förderung des Bestandskundengeschäfts bestehen in einer schnelleren Schadenabwicklung, häufig auch in einer geringeren Schadenbelastung mit zunehmender Dauer der Kundenbeziehung und in der Vermeidung von Stornokosten (vgl. Farny (2006), vgl. Felenbok (1993), vgl. Joho (1996), vgl. Reichheld (1993), vgl. Reichheld u. Sasser Jr. (2003), vgl. Ullmann u. Garbers (2003a)).
- (4) Umsatzsteigerungen durch Preiszuschläge: Kunden, die mit der Leistungsqualität des Versicherers zufrieden sind und aus diesem Grund bei dem selben Versicherer länger verweilen, sind i. d. R. weniger preissensibel, so dass der Versicherer einen Preiszuschlag für das Vertrauen fordern kann, dass er sich bei den Kunden durch gute Leistungen erarbeitet hat (vgl. Meyer u. Roos (1998, S. 132), vgl. Zezelj (2000)).

Wenn man den Kundenwert weitestgehend anhand von betriebswirtschaftlichen bzw. profitabilitätsorientierten Messgrößen definiert, erfasst man jedoch nicht die gesamte Komplexität eines Kunden und hat daher nicht die Möglichkeit, die durch den Kundenkontakt entstehenden Potenziale vollständig auszuschöpfen. Deshalb rückt man zunehmend von einem *eindimensionalen*, von rein monetären Größen beeinflussten Konzept ab und berücksichtigt auch weitere Dimensionen bei der Bestimmung des Kundenwerts (vgl. Haller u. Maas (2004), vgl. Maas (2001)). Die *Mehrdimensionalität* des Kundenwerts führt dazu, dass bei seiner Ermittlung nicht nur monetäre Aspekte, sondern auch Kundenpotenziale berücksichtigt werden. *Kundenpotenziale* erfassen das Umsatzsteigerungspotenzial, welches sich in der zukünftigen Beziehung zum Kunden verbirgt. Zu den *Potenzialen eines Kunden* gehören:

- (1) Wachstumspotenzial: Unter dem Wachstumspotenzial eines Kunden versteht man dessen Up-Selling- und Cross-Selling-Potenzial. Da Versicherer die Ausgestaltung ihrer Produkte ausgehend von den individuellen Bedürfnissen der Kunden an deren Phase im Kundenlebenszyklus ausrichten, erhalten und intensivieren loyale Kunden in die Kundenbeziehung im Verlauf der Zeit entweder durch eine Ausweitung bzw. eine Anpassung des bestehenden Versi-

versicherungsschutzes auf Grund einer veränderten individuellen Lebenssituation (Up-Selling-Potenzial) oder durch zusätzliche Abschlüsse in anderen Versicherungssparten (Cross-Selling-Potenzial) (vgl. Meyer u. Roos (1998, S. 132), vgl. Spencer (1997)).

- (2) Referenzpotenzial: Versicherungskunden entwickeln im Verlauf der Kundenbeziehung eine erhöhte Referenzbereitschaft, indem sie eine kostenlose Mund-zu-Mund-Werbung betreiben. Das Aussprechen von Weiterempfehlungen im Bekanntenkreis stellt insbesondere in der Versicherungsbranche auf Grund der Immaterialität des Produkts Versicherungsschutz ein stärkeres Instrument als gewöhnliche Werbeaktionen dar, da durch Mund-zu-Mund-Werbung vermittelte Kunden i. A. treuer sind als diejenigen, die durch andere Marketingmaßnahmen akquiriert worden sind (vgl. Joho (1996), vgl. Reichheld u. Sasser Jr. (2003), vgl. Spencer (1997), vgl. Ullmann u. Peill (1994), vgl. Venohr (1996)). In einer Studie konnte gezeigt werden, dass Kunden, die zufrieden sind, ihre mit dem Versicherer gemachten positiven Erfahrungen im Durchschnitt nur an drei Personen weitergeben, während Kunden, die unzufrieden sind, dies 11 bis 20 Bekannten mitteilen. Positive Referenzen können Akquisitionsanstrengungen eines Versicherers somit unterstützen oder sogar ersetzen, während negative Empfehlungen diese stark behindern können (vgl. Gericke (2001)). Das Risiko, sich durch das Weiterempfehlen eines Versicherers im eigenen Familien- und Bekanntenkreis den Ruf zu ruinieren, gehen Kunden nur ein, wenn sie von der Leistung des Versicherers überzeugt sind und sich loyal verhalten (vgl. Pleines (2008)).
- (3) Informationspotenzial: Aus geäußerten Beschwerden und Verbesserungsvorschlägen eines Kunden kann ein Versicherer nützliche Informationen gewinnen, um interne Abläufe zu optimieren, die existierende Produktpalette zu verbessern oder neue innovative Produkte zu entwickeln (vgl. Schäfer (2000), vgl. Wolff (1997)). Im Durchschnitt fallen aber auf eine aktiv geäußerte Beschwerde eines abwanderungswilligen Kunden ca. 25 verschwiegene negative Erlebnisse von sog. „Unvoiced Complainers“ (vgl. Gericke (2001), vgl. Lehmann u. Ruf (1993), vgl. Pleines (2008), vgl. Winkler (1995, S. 24)).

Das Einbeziehen von Potenzialen in die Definition des Kundenwertes führt zwar dazu, dass der Kunde in seiner gesamten Komplexität und den hieraus für einen Versicherer erwachsenden Potenzialen wahrgenommen werden kann. Es gestaltet sich aber in der Praxis als schwierig, die Kundenpotenziale in Geldeinheiten auszudrücken, was dazu führt, dass primär der monetäre Kundenwert als Steuerungsgröße für Kundenbeziehungen eingesetzt wird (vgl. Bittner (2002), vgl. Bittner u. a. (2001), vgl. Gericke (2001)).

2.5 Erklärung von Kundenabwanderung

2.5.1 Theorien der Kundenabwanderung

Die Abwanderungsraten sind in den verschiedenen Versicherungssparten sehr unterschiedlich. Während in der Kraftfahrtversicherung die Stornoraten im Marktdurchschnitt bis zu rund 20 % p. a. betragen, liegen sie in der Sach-, der allgemeinen Haftpflicht- und der privaten Unfallversicherung mit 8 % p. a. deutlich niedriger (vgl. Bocquel (2008), vgl. Bongartz (2004), vgl. Ullmann u. Garbers (2003a)). Aus dem Forschungsgebiet der Kundenbindung sind verschiedene ökonomische und verhaltenswissenschaftliche Theorien bekannt, die den Verbleib eines Kunden zu erklären versuchen. Zusätzlich gibt es im Bereich der Beziehungsbeendigung kaum Ansätze, die eine Abwanderung von Kunden erklären. Zur Untersuchung des Phänomens der Kundenabwanderung können im Rahmen dieser Arbeit letztlich nur entsprechende gegenläufige Schlussfolgerungen aus den Theorien zur Kundenbindung abgeleitet werden.

Transaktionskostentheorie

Eine grundlegende Arbeit zur Transaktionskostentheorie stammt von Williamson (1990). Nach der Transaktionskostentheorie bildet die ökonomische Effizienz die Basis für das Zustandekommen dauerhafter Geschäftsbeziehungen. Die Existenz solcher Geschäftsbeziehungen wird dabei vor allem mit dem Vorliegen spezifischer Investitionen begründet, die bei einem Anbieterwechsel verloren gehen würden. Mit zunehmender Dauer der Geschäftsbeziehung kommt es zu einer Rationalisierung der Geschäftsabläufe und somit zu einer Senkung der Transaktionskosten. Die im Gegensatz dazu hohen Kosten, die durch den Aufbau einer neuen Geschäftsbeziehung verursacht würden, bilden für einen Kunden eine ökonomische Wechselbarriere. Diese bewirkt, dass das möglicherweise überlegene Angebot eines anderen Anbieters nicht als hinreichender Grund empfunden wird, die bisherige Geschäftsbeziehung abzubrechen und eine neue zu beginnen (vgl. Peter (1997, S. 89 ff.)).

Sozialpsychologische Interaktionstheorien

Nach sozialpsychologischen Interaktionstheorien sind kontinuierliche Geschäftsbeziehungen nicht nur ökonomisch motiviert, sondern fundieren häufig auch auf sozialen Elementen, wie z. B. Emotionen, Motivationen und Einstellungen. Diese Theorien dienen zur Erklärung, unter welchen Umständen Kunden eine dauerhafte Geschäftsbeziehung eingehen, aufrechterhalten oder abbrechen. Am bekanntesten ist die Variante von Thibaut u. Kelley (1959).

Die interaktionstheoretischen Ansätze gehen von einem Anreiz-Beitrags-Gleichgewicht aus. Demnach zeichnet sich eine Geschäftsbeziehung durch ein Geben und Nehmen aus und wird solange fortgesetzt, wie das Kosten-Nutzen-Verhältnis für

beide Beteiligten zufriedenstellend ist. Auf der einen Seite führt die Unzufriedenheit eines Kunden nach diesen Ansätzen nicht zwangsläufig zu einem Geschäftsabbruch. Wenn ein Kunde von einem Anbieter abhängig ist, weil keine oder keine gleichwertige Alternative existiert, kann eine Beziehung auch bei Unzufriedenheit fortgesetzt werden. Auf der anderen Seite kann ein Anbieter seine Kunden aber auch nur zum Teil über die Schaffung von Zufriedenheit binden. Es gibt Situationen, in denen ein Kunde zwar zufrieden ist, aber auch Angebote von Konkurrenten als vergleichbar attraktiv wahrnimmt, so dass die Gefahr besteht, dass der Betroffene trotz Zufriedenheit den Anbieter wechselt (vgl. Peter (1997, S. 96 ff.)).

Aus der Sicht der sozialpsychologischen Interaktionstheorien stellen somit zum einen die wechselseitige Zufriedenheit und zum anderen die relative Attraktivität von Angeboten der Konkurrenz wesentliche Determinanten für den Fortbestand einer Geschäftsbeziehung dar.

Mikroökonomische Theorie Hirschmans

Zur Erklärung des Phänomens Kundenbindung kann auch auf die mikroökonomische Theorie von Hirschman (1974) zurückgegriffen werden. Nach dieser Theorie stehen einem Kunden, welcher unzufrieden ist, weil sich die Leistung des Anbieters aus nicht näher bezeichneten Gründen verschlechtert hat, zwei Reaktionsmöglichkeiten offen: Abwanderung und Widerspruch.

Aus dieser Überlegung wird ersichtlich, dass Hirschman in der Kundenzufriedenheit eine wesentliche Determinante für die Kundenbindung sieht. Ähnlich wie bei den sozialpsychologischen Interaktionstheorien führt bei der mikroökonomischen Theorie die Unzufriedenheit eines Kunden nicht zwangsläufig zu dessen Abwanderung. Vielmehr hat der unzufriedener Kunde hier die Möglichkeit, durch das Einlegen von einer Beschwerde aktiv auf den weiteren Verlauf der Geschäftsbeziehung Einfluss zu nehmen. Aus Sicht des Anbieters besteht die entscheidende Frage darin, unter welchen Umständen sich ein unzufriedener Kunde zum Widerspruch oder zur Abwanderung entschließt oder bis auf Weiteres ein loyales Verhalten gegenüber dem aktuellen Anbieter zeigt. Die Entscheidung des Kunden für eine der beiden Alternativen ergibt sich aus einer Kosten-Nutzen-Analyse.

Ein Kunde wird sich umso eher für den Widerspruch entscheiden, je höher dessen wahrgenommene Erfolgswahrscheinlichkeit ist. Der Beschwerdeerfolg ist dabei abhängig von dem Anlass der Unzufriedenheit. Kurzfristig können Versicherer keine Maßnahmen ergreifen, die eine Abwanderung eines Kunden aufgrund objektiver Preis- und/ oder Leistungs Nachteile verhindern sollen. Versicherungsprodukte sind auf Basis statistisch abgesicherter Tarife und Bedingungen kalkuliert, so dass nur eine eingeschränkte Flexibilität in Bezug auf die Merkmale Preis und Qualität gegeben ist. Soweit Versicherungsgeschäfte dem Grundsatz der Gleichbehandlung unterliegen, ist es darüber hinaus nicht erlaubt, einzelnen Kunden unter sonst

gleichen Voraussetzungen bessere Konditionen einzuräumen (§ 81 e VAG i. V. m. § 1 AGG). Mithin sinken die Erfolgsaussichten einer Beschwerde, so dass sich Versicherungskunden häufig für eine Abwanderung entscheiden (vgl. Eurich (2001, S. 60 f.)). Dies zeigt sich sehr deutlich am Beispiel der Kraftfahrtversicherung. In dieser Versicherungssparte lässt sich beobachten, dass viele Kunden bei wahrgenommenen Preisnachteilen den Versicherer wechseln. Viele Versicherer reagieren auf eine signalisierte Abwanderung eines Kunden meist verspätet mit einer Tarifierpassung. Betrifft der Anlass der Unzufriedenheit nicht die Kernleistung, sondern Beratungs- und Abwicklungsleistungen, hat ein Versicherer die Möglichkeit, kurzfristig zu reagieren. Dazu ist es nötig, dem Kunden die Möglichkeit zur Beanstandung zu erleichtern, z. B. durch die Etablierung eines Beschwerdemanagements (vgl. Peter (1997, S. 85)).

Ein Kunde zieht dem Widerspruch die Abwanderung vor, je höher die Kosten einer Beschwerde und je attraktiver die Angebote von Konkurrenten sind. Zu den Kosten einer Beschwerde zählen u. a. Opportunitätskosten der Zeit und sämtliche direkte Kosten eines Widerspruchs. Die Abwanderungsbereitschaft eines Kunden wird begünstigt, wenn andere Angebote mit einem gleichen oder besseren Preis-Leistungs-Verhältnis vorliegen. Eine weitere Einflussgröße auf die Wahl zwischen einer Abwanderung und einem Widerspruch ist die Existenz von Wechselbarrieren, die vielfältiger Natur sein können. Man unterscheidet zwischen emotionalen, vertraglichen (rechtlichen) und ökonomischen Wechselbarrieren (vgl. Eurich (2001, S. 61)).

2.5.2 Theoriegestützte Determinanten der Kundenabwanderung

Ausgehend von den ökonomischen und verhaltenswissenschaftlichen Theorien, die zur Erklärung der Kundenabwanderung dienen, lassen sich die folgenden drei zentralen Determinanten einer Kundenabwanderung identifizieren:

- (1) die Kunden(un)zufriedenheit,
- (2) die Existenz von Wechselbarrieren und
- (3) die relative Attraktivität des Konkurrenzangebotes.

(1) Kunden(un)zufriedenheit

In der Literatur existieren mehrere Ansätze zur Konzeptualisierung und Operationalisierung des Konstrukts *Kundenzufriedenheit*. Den bedeutendsten Erklärungsansatz liefert das *Confirmation/ Disconfirmation-Paradigma*. Danach bewertet ein

Kunde das Leistungsangebot eines Versicherers im Rahmen eines psychischen Soll-Ist-Vergleichs: Kundenzufriedenheit ist das Resultat eines komplexen psychischen Informationsverarbeitungsprozesses, bei dem die subjektiv wahrgenommene Produktleistung eines Anbieters (Ist-Dimension) mit den Erwartungen bezüglich dieser Leistung (Soll-Dimension) verglichen wird (vgl. Nader (1995, S. 30 ff.)).

Die Besonderheiten von Versicherungsgeschäften wirken sich sowohl auf die Erwartungshaltung des Kunden als auch auf die Wahrnehmung der Leistung aus. Die Bildung eines individuellen Anspruchsniveaus führt zur Entstehung von Erwartungen. Das individuelle Anspruchsniveau passt sich an die im Zeitverlauf gemachten Erfahrungen sowie Veränderungen im Umfeld und im Lebenszyklus an. Versicherer beeinflussen die Erwartungshaltung eines Kunden maßgeblich durch das im Rahmen von gezielten Marketingmaßnahmen kommunizierte Leistungsversprechen.

Ein Kunde beurteilt die Leistung nicht auf Basis der objektiven, sondern der subjektiv wahrgenommenen Leistungsfähigkeit des Anbieters. Eine Besonderheit des Versicherungsgeschäfts besteht darin, dass die Kernleistung eines Versicherers, nämlich das Versprechen, bei Eintritt des Schadenfalls die vertraglich vereinbarte Leistung zu erbringen, aus Sicht des Kunden keinen unmittelbar erkennbaren Gegenwert bietet. Da Versicherungsschutz an sich ein immaterielles Gut ist, kann der Kunde also erst im Schadenfall konkrete Erfahrungen über die Kernleistung sammeln. Um das Produkt Versicherung „erlebbarer“ zu machen, bieten Versicherer daher zusätzlich zu der Kernleistung auch Assistance-Leistungen an. Diese reichen von einer umfassenden Hilfe bei Eintritt eines Schadenfalls wie z. B. in Form von Schutzbriefleistungen in der Kraftfahrtversicherung bis hin zu zusätzlichen Serviceleistungen wie z. B. Informations- oder Vermittlungsdiensten (vgl. Meyer u. Roos (1998)).

Die erbrachte Produktleistung wird im Rahmen eines Soll-Ist-Vergleichs bewertet und führt zur Bestätigung oder Nichtbestätigung der Erwartungen des Kunden. Erfüllt oder übererfüllt das Versicherungsprodukt die Erwartungen des Kunden, ist der Kunde zufrieden und der Versicherer kann sich zu einem gewissen Grad gegen Konkurrenten immunisieren. Werden die Erwartungen des Kunden nicht erfüllt, ist der Kunde unzufrieden. In diesem Fall gilt es über die Wiederherstellung der Kundenzufriedenheit die Beziehung zum Kunden zu stabilisieren. Da die Mehrzahl der unzufriedenen Kunden ihre Beschwerden dem Versicherer nie mitteilen und kommentarlos zur Konkurrenz abwandern, sind Versicherer gezwungen, den Kunden systematisch die Gelegenheit zu geben, ihre Beschwerden zu äußern. Mit einer Beschwerde wird einem Versicherer vom Kunden kostenlos mitgeteilt, welche Probleme die Vertragsbeziehung konkret stören (vgl. Meyer u. Roos (1998), vgl. Stauss u. Schöler (2004)).

Innerhalb dieses Bewertungsprozesses ist neben den eigentlichen Leistungskomponenten dem Preis ein umso höherer Stellenwert einzuräumen, je weniger konkrete

Leistungserfahrungen ein Kunde – insbesondere mit Schadenfällen – gesammelt hat (vgl. Bruhn u. Michalski (2001)).

Paradox erscheint die Situation, die aber in der Realität anzutreffen ist, dass ein Kunde mit der Leistung des Versicherers zufrieden ist und trotzdem zu einem Konkurrenten wechselt. Mit der zunehmenden Wettbewerbsintensität innerhalb des Versicherungsmarktes und damit einhergehender massiver Marketingbemühungen der Wettbewerber nimmt ein Kunde attraktive Konkurrenzangebote eher wahr. Aus diesem Grund reicht die Zufriedenheit eines Kunden nicht aus, um eine langfristige stabile Kundenbeziehung aufrecht zu erhalten (vgl. Spencer (1997), vgl. Venohr (1996)). Dies zeigt sich im Besonderen am Kraftfahrtversicherungsmarkt. Dieser Versicherungsmarkt ist gleichzeitig von einer sehr hohen Zufriedenheit der Kunden und einer sehr hohen Preissensibilität geprägt, wobei letztere bewirkt, dass schon geringe Einsparpotenziale zu einer Abwanderung zu einem Konkurrenzversicherer führen (vgl. Dohmen (2004), vgl. Reime (2003)). Untersuchungen des Kundenmonitors Deutschland ergaben, dass in der Kraftfahrtversicherung 15 % der überzeugten Kunden, das sind diejenigen, bei welchen die Erwartungen übertroffen wurden, nicht die Absicht haben, ihren Anbieter an Freunde oder Bekannte weiterzuempfehlen. 6 % der überzeugten Kunden würden bei Bedarf nicht wieder Leistungen des bisherigen Anbieters nachfragen (vgl. Meyer (2001)).

Kundenzufriedenheitsbefragungen werden i. A. von externen Dienstleistungsunternehmen durchgeführt. Versicherer können die aus Kundenzufriedenheitsbefragungen gewonnenen Erkenntnisse einkaufen und so ihre eigenen Daten anreichern. Problematisch ist, dass die externen Dienstleister den Versicherern ihre Analyseergebnisse nur in aggregierter Form, d. h. für einzelne Kundentypen und nicht für den einzelnen Kunden, zur Verfügung stellen.

(2) Existenz von Wechselbarrieren

Versicherungsgeschäfte sind von ihrer Natur her langfristig angelegte Geschäfte, da Versicherer ihre Kunden mit Wechselbarrieren konfrontieren. *Wechselbarrieren* sind lassen sich als „Hemmnisse jedweder Art definieren, welche aus der Sicht eines Kunden die Abwanderung zu einem anderen Anbieter erschweren oder gar unmöglich machen“ (Peter (1997, S. 117)). Nach Eurich (2001, S. 70) kann man in der Versicherungsbranche grundsätzlich drei Arten von Wechselbarrieren unterscheiden: emotionale, ökonomische sowie vertragliche Wechselbarrieren.

(2.a) Emotionale Wechselbarrieren

Emotionale Wechselbarrieren führen dazu, ein Kunde den Versicherer nicht mehr wechseln will. Sie treten in zwei Erscheinungsformen zutage, nämlich als psychische und soziale Wechselbarrieren. Eine *psychische Wechselbarriere* zeigt sich in einem ausgeprägten Vertrauensverhältnis zwischen dem Versicherungsvermittler und seinen Kunden. Das sich im Laufe der Kundenbeziehung aufbauende Vertrauensver-

hältnis steht in enger Beziehung zu der Zufriedenheit des Kunden (vgl. Schlesinger u. von der Schulenburg (1993)). *Soziale Wechselbarrieren* entstehen durch die soziale Integration des Kunden in das Unternehmensgeschehen eines Versicherers oder durch den sozialen Druck von Familienmitgliedern oder Bekannten, die das Versicherungsprodukt positiv bewerten. Einem Kunden steht es aber dennoch offen, frühzeitig aus der Kundenbeziehung auszutreten. Ein Kunde wird von einem Wechsel zu einem Konkurrenzversicherer wesentlich stärker durch ökonomische Barrieren und vertragliche Regelungen abgehalten (vgl. Eurich (2001, S. 73)).

(2.b) Ökonomische Wechselbarrieren

Ökonomische Wechselbarrieren verkörpern für einen Kunden einen materiellen Verlust, der aus dem vorzeitigen Abbruch der bisherigen Kundenbeziehung entsteht, mit der Folge, dass ein Kunde nicht mehr oder nur unter Inkaufnahme hoher Kosten abwandern kann. Sie können direkter oder indirekter Natur sein. *Direkte Wechselkosten* sind Kosten, die sich unmittelbar aus dem Wechsel der Kundenbeziehung ergeben. Es handelt sich dabei um Kosten, die durch die Suche nach Alternativen, die Informationsbeschaffung und die Vertragsanbahnung entstehen. Da in den meisten Versicherungssparten die Preis-Leistungs-Relationen der Anbieter nicht transparent sind und der Großteil der Kunden nicht bereit ist, sich mit Versicherungsangelegenheiten aktiv auseinander zu setzen, üben direkte Wechselkosten eine stabilisierende Wirkung auf die Kundenbeziehung aus (vgl. Schlesinger u. von der Schulenburg (1993)).

Mit dem Wechsel einer Kundenbeziehung können auch *indirekte Wechselkosten* in Form von Sunk Costs oder Opportunitätskosten verbunden sein.

Sunk Costs entstehen dadurch, dass spezifische Investitionen, die ein Kunde bereits in eine Kundenbeziehung getätigt hat, mit einem Wechsel des Versicherers unwiederbringlich verloren gehen. In der privaten Krankenversicherung ist die gebildete Alterungsrückstellung, die dem steigenden Sterblichkeitsrisiko Rechnung tragen soll, mit einem vorzeitigen Abbruch der Vertragsbeziehung wertlos. Durch die zum 01.01.2009 in Kraft tretende Gesundheitsreform wird zwar ein Teil der Alterungsrückstellung portabel, jedoch kann zum jetzigen Zeitpunkt noch nicht beurteilt werden, wie hoch dieser Teil – insbesondere im Verhältnis zur in dem vom Kunden gewählten Tarif insgesamt gebildeten tariflichen Alterungsrückstellung – sein wird. Ein weiteres Beispiel für Sunk Costs kommt in der Minderrendite in der kapitalbildenden Lebensversicherung bei einem frühzeitigen Rückkauf der Lebensversicherung zum Ausdruck. Diese Minderrendite resultiert aus der Zillmerung und den üblichen Stornoabzügen. In beiden genannten Fällen hat der Kunde aus ökonomischen Erwägungen heraus kaum einen Anreiz, seinen Vertrag vorzeitig aufzuheben. Die Sunk Costs stellen hier kein Wechselhemmnis, sondern eine *Austrittsbarriere* dar. In den Versicherungssparten der Schadenversicherung stellen Sunk Costs i. d. R. nur ein *Wechselhemmnis* dar. So fordern einzelne Sachversicherer, dass bestimmte Schadenverhütungsmaßnahmen

vorgenommen werden, und einige Kraftfahrtversicherer machen zur Auflage, dass ein Diebstahlschutzsystem eingebaut wird, mit der Folge, dass die getätigte Investition möglicherweise bei einem Wechsel zu einem Konkurrenzversicherer wertlos ist. Aufgrund ihrer Spezifität begünstigen Sunk Costs daher die Kundenbindung.

Opportunitätskosten stellen einen Nutzenentgang dar, der aus einem Anbieterwechsel resultiert. Bei der Bemessung des Nutzenentgangs können nur einzelne Aspekte im Vordergrund stehen, wie z. B. der Verlust von Rabatten. So sind in der Sachversicherung Laufzeitrabatte üblich, da die Verträge i. A. jährlich gekündigt werden können (vgl. Schlesinger u. von der Schulenburg (1993)). In der Lebens- und privaten Krankenversicherung besteht der Nutzenentgang entweder in einem Risikozuschlag oder in einer Leistungsminderung, wenn sich zum Zeitpunkt der Antragstellung bei einem Konkurrenzversicherer der Gesundheitszustand des Kunden gegenüber dem Zeitpunkt des Vertragsabschlusses bei dem aktuellen Versicherer verschlechtert hat (vgl. Eurich (2001, S. 71)).

(2.c) Vertragliche Wechselbarrieren

Neben emotionalen und ökonomischen Wechselbarrieren spielen bei Versicherern auch vertragliche Wechselbarrieren eine nicht unbedeutende Rolle. Die Versicherer können in dem Rahmen, der ihnen durch die Gestaltung rechtsgeschäftlicher Schuldverhältnisse durch Allgemeine Geschäftsbedingungen (§§ 305 bis 310 BGB) und das Versicherungsvertragsgesetz vorgegeben ist, Verträge so ausgestalten, dass eine Abwanderung eines Kunden erschwert wird. Vertragliche Wechselbarrieren sind aber nicht dazu geeignet, die Beendigung der Geschäftsbeziehung zu verhindern, als vielmehr sicher zu stellen, dass ein Kunde seinen Vertrag nur zu festgelegten Bedingungen und nicht zu jedem beliebigen Zeitpunkt vorzeitig auflösen kann (vgl. Eurich (2001, S. 74)).

(3) Relative Attraktivität des Konkurrenzangebotes

Die Attraktivität des Konkurrenzangebotes in Relation zur Leistung des aktuellen Versicherers des Kunden kann auch zur Erklärung einer Beziehungsbeendigung herangezogen werden. Die Beurteilung kann einzelne Leistungsmerkmale, den Preis oder das Preis-Leistungsverhältnis insgesamt zum Gegenstand haben. Ob und inwieweit Kunden in der Lage sind, die Attraktivität anderer Versicherer zu bewerten, hängt abgesehen von deren intellektuellen Fähigkeiten auch von deren Bereitschaft ab, sich aktiv mit Versicherungsangelegenheiten auseinander zu setzen. Erschwerend kommt in vielen Versicherungssparten hinzu, dass aufgrund der Tarifvielfalt und der Anzahl an Produktvarianten objektive Vergleiche nur sehr schwierig vorzunehmen sind. Aufgrund dieser fehlenden Transparenz des Versicherungsmarktes wurden in den letzten Jahren von Rating-/ Ranking-Agenturen und Test-Institutionen Beurteilungskriterien für Produkte und Unternehmen entwickelt, die einen objektiven Vergleich ermöglichen sollen (vgl. Meyer u. Roos (1998)). Da Versicherungsprodukte von vielen Kunden als Low-interest-Produkte, d. h. Produkte, mit denen man sich

nur ungern beschäftigt, angesehen werden, versuchen Konkurrenzversicherer durch direkte Abwerbungsangebote wertvolle Kunden zu einem Wechsel zu bewegen (vgl. Bruhn u. Michalski (2001)).

Empirischer Befund

In einer empirischen Untersuchung, die Freyland u. a. (1999) in Zusammenarbeit mit einem europäischen Versicherer durchgeführt haben, wurde ein kausalanalytisches Verfahren eingesetzt, um herauszufinden, wie die Kundenzufriedenheit, die psychischen Wechselbarrieren und die Attraktivität von Konkurrenzangeboten die Treue von Versicherungskunden beeinflussen. Als eine zentrale Determinante für die Kundentreue wurde die Zufriedenheit des Kunden mit den Leistungen des Versicherers identifiziert, wobei dem Versicherungsvermittler bei der Bildung dieses Zufriedenheitsurteils eine große Rolle zukommt. Je attraktiver ein Kunde Konkurrenzangebote wahrnimmt, desto eher wechselt er den Versicherer, wohingegen die wahrgenommene Attraktivität der Angebote anderer Versicherer abnimmt, je zufriedener ein Kunde mit dem aktuellen Versicherer ist. Eine psychische Wechselbarriere, wie das Vertrauen in den Vermittler, schmälert die Attraktivität der Konkurrenzversicherer beträchtlich.

Die obigen Ausführungen zur Kundenabwanderung dienen im Kapitel 5 als Ausgangsbasis für die Formulierung zahlreicher Hypothesen über mögliche Einflussgrößen auf das Storno eines Kraftfahrtversicherungsvertrages. Zunächst ist jedoch die betrachtete Versicherungssparte der Kraftfahrtversicherung genauer zu untersuchen.

Kapitel 3

Kraftfahrtversicherung

3.1 Versicherungspflicht

Versicherungsprodukte sind Low-interest-Produkte, mit denen sich trotz objektiv bestehender Risiken nur wenige Kunden intensiv beschäftigen. Der Gesetzgeber verpflichtet den Halter eines Kraftfahrzeugs in § 1 PflVG, eine Kraftfahrthaftpflichtversicherung abzuschließen, um durch die Nutzung des Kraftfahrzeugs verursachte Personen-, Sach- und sonstige Vermögensschäden abzusichern. Diese gesetzlich verankerte Versicherungspflicht stellt ausdrücklich sicher, dass die Belange von Verkehrsopfern besonders zu schützen sind, ohne dass erst der Bedarf nach Risikoabsicherung bei einem Kunden geweckt werden muss. Es ist dabei unerheblich, ob der Schaden durch den Halter selbst, den Eigentümer oder den Fahrer des Fahrzeugs verursacht wurde. Der Fahrzeughalter muss nicht notwendigerweise auch der Versicherungsnehmer, d. h. Vertragspartner des Versicherers, sein, was i. d. R. jedoch der Fall sein wird (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 51 f.)).

Gleichzeitig sind Versicherer gemäß § 5 Abs. 2 PflVG grundsätzlich verpflichtet, dem Halter eines Kraftfahrzeugs nach den gesetzlichen Vorschriften Versicherungsschutz gegen Haftpflichtansprüche Dritter einzuräumen. Dies lässt eine übliche versicherungstechnische Risikoauswahl nicht zu, da primär keine Risikoselektion durch den Versicherer möglich ist. Die Versicherer unterliegen einem sog. „Annahme- oder Kontrahierungszwang“.

Ein Versicherer, der ein Risiko nicht annehmen will, muss innerhalb von zwei Wochen nach Eingang des Versicherungsantrags die Annahme schriftlich ablehnen, ansonsten gilt der Antrag als angenommen. Diese sog. „Annahmefiktion“ besteht nach § 5 Abs. 3 PflVG ausschließlich für Personenkraftwagen und Zweiräder. Die wenigen Gründe, die einen Versicherer zur Ablehnung eines Antrags auf Abschluss einer Kraftfahrthaftpflichtversicherung berechtigen, sind in § 5 Abs. 4 PflVG aufgeführt.

Ein Versicherer kann demnach einen Antrag auf Abschluss einer Kraftfahrthaftpflichtversicherung nur dann ablehnen,

- (a) wenn sachliche oder örtliche Beschränkungen im Geschäftsplan des Versicherers dem Abschluss entgegenstehen;
- (b) wenn der Antragsteller bereits bei dem Versicherer versichert war und der Versicherer ein Recht hatte, die Vertragsbeziehung vorzeitig zu beenden.

Der Annahmewang schränkt einen Versicherer in seiner sonst üblichen Freiheit bei der Ausgestaltung von Versicherungsprodukten ein. Er hindert ihn aber nicht daran, einen risikogerechten Beitrag zu fordern. Wenn ein nachweisbar hohes Risiko vorliegt, kann der Versicherer dem Antragsteller innerhalb der zweiwöchigen Frist ein vom allgemeinen Unternehmenstarif abweichendes Angebot unterbreiten. Falls der Antragsteller dieses Angebot nicht annimmt, entfällt der Kontrahierungszwang. Zuwiderhandlungen gegen den Annahmewang, z. B. das Erheben eines nicht risikogerechten Beitragszuschlags zur Abwehr schlechter Risiken, werden von der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) als Mißstand i. S. v. § 81 Abs. 2 VAG geahndet (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 54)). Des Weiteren darf ein Versicherer keinen Beitragszuschlag, selbst wenn dieser risikogerecht ist, aufgrund der Nationalität des Antragstellers fordern, da ansonsten ein Verstoß gegen das Diskriminierungsverbot gemäß § 81 e VAG i. V. m. § 1 AGG vorliegt (vgl. Stadler (2008, S. 30)).

3.2 Versicherungenarten und -umfang

Ein Kraftfahrtversicherungsvertrag bündelt i. A. mehrere *Versicherungsarten* (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 77 ff.)). Im Gegensatz zur Kraftfahrthaftpflichtversicherung ist der Abschluss einer Fahrzeugteil-, Fahrzeugvoll- oder Kraftfahrt-Unfallversicherung vom Gesetzgeber nicht zwingend vorgeschrieben, so dass für diese Arten der Kraftfahrtversicherung kein Annahmewang besteht. Gleiches gilt für Schutzbrief- und Beistandsleistungen (auch als Assistancleistungen bezeichnet), die als Ergänzung zur Kraftfahrthaftpflicht- oder Fahrzeugversicherung von dem überwiegenden Teil der Kraftfahrtversicherer angeboten werden. Sie beinhalten im Wesentlichen Leistungen bei einer Panne, einem Unfall oder einem Diebstahl des Kraftfahrzeugs bzw. einer Krankheit, einer Verletzung oder dem Tod des Fahrers oder der Insassen (vgl. dazu ausführlich Lammers (2006, S. 188 ff.)). Auf die Schutzbriefversicherung wird im weiteren Verlauf dieser Arbeit nicht weiter eingegangen, weil sie im Rahmen der empirischen Analysen des Stornoverhaltens von Versicherungsnehmern in der Kraftfahrtversicherung nicht von Relevanz für die Untersuchungen ist.

Der Umfang des Versicherungsschutzes in den einzelnen Versicherungsarten bestimmt sich entscheidend nach den *Allgemeinen Bedingungen für die Kraftfahrtversicherung (AKB)*, wobei die einzelnen Versicherer sehr ähnliche Bedingungen verwenden (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 77 ff.)). Dieser Arbeit liegen die AKB der Westfälischen Provinzial Versicherung AG (mit WPV abgekürzt) mit dem Stand 01.09.2007 zugrunde. Da sich der Beobachtungszeitraum im empirischen Teil dieser Arbeit von Anfang 2001 bis Ende 2005 erstreckt, werden auch Änderungen, die sich aus der völligen Neugestaltung des Versicherungsvertragsgesetzes mit Inkrafttreten am 01.01.2008 ergeben haben, erörtert. Die Änderungen im VVG haben eine unmittelbare Auswirkung auf die Ausgestaltung der AKB. Der Versicherungsnehmer hat durch die Reformierung des VVG erhebliche Vorteile, was u. a. auch sein Stornoverhalten verändern dürfte. Die AKB ab 01.09.2007 werden älteren AKB gegenübergestellt, die vom 01.10.2003 bis zum 05.07.2004 und damit nur für einen Teil des Beobachtungszeitraums Gültigkeit besaßen. Diese Einschränkung erfolgt, da es nicht möglich ist, alle Varianten von AKB zu vergleichen, die die WPV während des Beobachtungszeitraums von Anfang 2001 bis Ende 2005 verwendet hat. Die AKB der WPV ab 01.09.2007 werden mit „AKB“, während die älteren AKB mit dem Zusatz des Einführungsjahres „AKB 2003“ bezeichnet werden.

Die Unterscheidung in Schaden- oder Summenversicherung kann nur für die einzelnen Versicherungsarten getroffen werden. Die Kraftfahrthaftpflicht- und die Fahrzeugversicherung sind Schadenversicherungen, die Kraftfahrt-Unfallversicherung ist grundsätzlich eine Summenversicherung. Da die Kraftfahrtversicherung drei verschiedene *Versicherungsarten* bündelt, ist sie keine einheitliche Versicherung und kann damit nicht insgesamt als Schaden- oder Summenversicherung charakterisiert werden (vgl. Bauer (2002, S. 28 f.)).

In der *Schadenversicherung* besteht die Verpflichtung des Versicherers, dem Versicherungsnehmer den durch den Eintritt eines Schadenfalls tatsächlich entstandenen und konkret nachweisbaren Schaden zu ersetzen. Es gilt das Prinzip der „konkreten Bedarfsdeckung“ (vgl. Farny (2006, S. 386), vgl. Fürstenwerth u. Weiß (2001, S. 567)). Die Höhe des Schadens begrenzt dabei, neben anderen Umständen, den Umfang der Leistung des Versicherers. Der Versicherungsnehmer darf sich durch die Leistung des Versicherers nicht bereichern: In der Schadenversicherung gilt gemäß §§ 74, 78, 86 Abs. 1 S. 1 VVG das *versicherungstechnische Bereicherungsverbot* (vgl. Miebach (1990, S. 5)).

In der *Summenversicherung* hingegen erbringt der Versicherer nach dem Eintritt des Schadenfalls die vereinbarte Versicherungsleistung (meist einen Kapitalbetrag oder eine Rente). Es ist dabei unerheblich, ob beim Versicherungsnehmer ein konkreter Bedarf besteht. Es wird das Prinzip der „abstrakten Bedarfsdeckung“ angewendet (vgl. Farny (2006, S. 386), vgl. Fürstenwerth u. Weiß (2001, S. 622)). In der Summenversicherung gilt das versicherungstechnische Bereicherungsverbot nicht.

Kraftfahrthaftpflichtversicherung

Der Versicherungsumfang der *Kraftfahrthaftpflichtversicherung* umfasst gemäß § 10 Abs. 1 AKB die Befriedigung begründeter und die Abwehr unbegründeter Schadensersatzansprüche, die aufgrund gesetzlicher Haftpflichtbestimmungen privatrechtlichen Inhalts gegen den Versicherungsnehmer oder mitversicherte Personen (z. B. nach § 10 Abs. 2 AKB gegen den Halter oder den Eigentümer des Fahrzeugs) erhoben werden, wenn durch den Gebrauch des versicherten Fahrzeugs (z. B. im Fahrbetrieb, aber auch beim Ein- und Aussteigen, vgl. dazu genauer Stadler (2008, S. 84))

- (a) Personen verletzt oder getötet werden,
- (b) Sachen beschädigt oder zerstört werden oder abhanden kommen, oder
- (c) reine Vermögensschäden herbeigeführt werden, die weder mit einem Personen- noch mit einem Sachschaden mittelbar oder unmittelbar zusammenhängen.

Diese Regelung bedeutet, dass die Kraftfahrthaftpflichtversicherung den Schaden eines Dritten, wenn dieser bei Gebrauch des versicherten Fahrzeugs geschädigt wird, ersetzt, und darüber hinaus passiven Rechtsschutz bietet (vgl. Stadler (2008, S. 82)). Der geschädigte Dritte muss die gegen den Versicherungsnehmer geltend gemachten Ansprüche mit gesetzlichen Haftpflichtbestimmungen des Privatrechts begründen können. Zu den wichtigsten gesetzlichen Haftpflichtbestimmungen privatrechtlichen Inhalts zählen unerlaubte Handlungen (§§ 823 ff. BGB) und die Gefährdungshaftung (§§ 7 ff. StVG) (vgl. Stadler (2008, S. 83)). Reine Vermögensschäden sind im Rahmen der Kraftfahrthaftpflichtversicherung eher die Ausnahme (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 80 f.)).

Für die Kraftfahrthaftpflichtversicherung muss nach § 4 Abs. 1 PflVG der Umfang des notwendigen Versicherungsschutzes wesentlicher und unverzichtbarer Bestandteil des Versicherungsvertrages sein. Bei der Auswahl der Versicherungssumme ist der Versicherungsnehmer nicht völlig frei. Die vom Gesetzgeber vorgeschriebene Mindesthöhe der Versicherungssumme – zugleich verkörpert sie den Höchstbetrag der Leistungen des Versicherers (§ 10 Abs. 5 S. 1 AKB) – beträgt gemäß der Anlage zu § 4 Abs. 2 PflVG bei Kraftfahrzeugen je Schadenfall

- (a) für Personenschäden 7,5 Mio. €,
- (b) für Sachschäden 1 Mio. € (in der Anlage zu § 4 Abs. 2 PflVG a. F. 500.000 €),
- (c) für die weder mittelbar noch unmittelbar mit einem Personen- oder Sachschaden zusammenhängenden Vermögensschäden, sog. „reine Vermögensschäden“, 50.000 €.

Abweichend von den gesetzlichen Vorgaben bieten Kraftfahrtversicherer häufig für Personen-, Sach- und Vermögensschäden eine Pauschaldeckung von z. B. 100 Mio. € je Schadenfall an. Dieser über die gesetzlichen Mindestversicherungssummen hinausgehende Haftpflichtversicherungsschutz wird in der Praxis aufgrund des nur geringen Unterschieds des Jahresbeitrags (ca. 1 %) von Versicherungskunden am häufigsten gewählt (vgl. Stadler (2008, S. 8)).

Die in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung geltenden Risikoausschlüsse sind in § 11 AKB und § 4 KfzPflVV geregelt. Ist ein Ausschlussbestand gegeben, entfällt von Anfang an der Versicherungsschutz und der Versicherer muss keine Entschädigung an die Verkehrsoffer im Rahmen der Dritthaftung (§ 117 VVG) leisten. In diesem Fall muss sich der Geschädigte an den Schädiger selbst oder an die Verkehrsofferhilfe wenden. Zu den Ausschlüssen in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung zählen (vgl. ausführlich dazu Stadler (2008, S. 87 ff.)):

- (a) Vorsatz: Vorsätzlich herbeigeführte Schadenfälle sind gemäß § 103 VVG in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung ausgeschlossen, während die grob fahrlässige Herbeiführung eines Schadenfalls mitversichert ist.
- (b) Rennklausel: Genehmigte Rennveranstaltungen sind vom Versicherungsschutz nach § 2 b Abs. 4 b AKB ausgeschlossen, weil der Rennveranstalter ohnehin eine Haftpflichtversicherung nachweisen muss. Auf diese sog. „Rennklausel“ wird in der nachfolgenden Beschreibung der Fahrzeugversicherung nochmals eingegangen, weil dort eine andere Regelung gilt.
- (c) Schäden am versicherten Fahrzeug: Schäden am eigenen Fahrzeug sind im Gegensatz zur Fahrzeugversicherung vom Versicherungsschutz ausgeschlossen.
- (d) Ansprüche des Versicherungsnehmers gegen mitversicherte Personen: Durch den Ausschluss von Ansprüchen des Versicherungsnehmers gegen mitversicherte Personen soll verhindert werden, dass in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung eigene Ansprüche des Versicherungsnehmers unter den Versicherungsschutz fallen.
- (e) Schäden durch Kernenergie: Nach § 2 b Abs. 4 c AKB sind wie grundsätzlich in allen Versicherungssparten Schäden durch Kernenergie vom Versicherungsschutz ausgeschlossen.

Fahrzeugversicherung

Die *Fahrzeugversicherung* (*Kaskoversicherung*) ist im Gegensatz zur Kraftfahrthaftpflichtversicherung keine Pflichtversicherung. Es existieren daher in der Fahrzeugversicherung keine gesetzlich geregelten Mindestversicherungsumfänge. Die Kaskoversicherer nutzen diese Freiheit bei der Ausgestaltung ihrer Produkte. Sie ringen

mit unterschiedlichen Leistungsangeboten um Marktanteile, wobei die Unterschiede meist im Detail liegen. So gibt es zwischen den einzelnen Kaskoversicherern sowohl Unterschiede in der Ersatzleistung (z. B. Erstattung von Mietwagenkosten, Neupreisschädigung) als auch im Versicherungsumfang (z. B. Ersatz bei Marderbissen, Zusammenstoß mit Tieren jeder Art oder Versicherungsschutz bei einem grob fahrlässig herbeigeführten Schadenfall) (vgl. Stadler (2008, S. 95)).

Der vereinbarte Versicherungsschutz in der Fahrzeugversicherung ist in den §§ 12 und 13 AKB geregelt. Während § 12 AKB die den Schadenfall auslösenden Gefahren beschreibt, behandelt § 13 AKB den Umfang der Ersatzleistung. Die Fahrzeugversicherung umfasst nach § 12 Abs. 1 S. 1 AKB die Beschädigung, die Zerstörung und den Verlust des eigenen Fahrzeugs und seiner unter Verschluss verwahrten oder an ihm angebauten Fahrzeug- und Zubehörteile. Ein angebautes Fahrzeugteil ist z. B. der Kotflügel oder der Auspuff eines Fahrzeugs. Ein Fahrzeug- und Zubehörteil ist beitragsfrei mitversichert, wenn es nach § 12 Abs. 1 S. 1 und 3 AKB alle nachfolgenden Voraussetzungen erfüllt:

- (a) fest eingebaut, angebaut oder unter Verschluss verwahrt,
- (b) straßenverkehrsrechtlich zulässig,
- (c) serienmäßig,
- (d) dem Ein- oder Anbau stehen keine gesetzlichen Bestimmungen entgegen.

Diese generelle Regelung macht die in den AKB 2003 noch enthaltene Liste der mitversicherten Fahrzeug- und Zubehörteile entbehrlich (vgl. Stadler (2008, S. 97)). Die Fahrzeugversicherung kennt im Gegensatz zu anderen Sachversicherungen i. A. keine festen Versicherungssummen, so dass keine Unterversicherung gemäß § 75 VVG möglich ist. Es besteht durchaus die Möglichkeit einer Doppelversicherung, indem dasselbe Fahrzeug gegen dieselben Gefahren bei mehreren Kraftfahrtversicherern unter Versicherungsschutz steht (§ 78 f. VVG).

Die Fahrzeugversicherung bietet Versicherungsschutz für sehr unterschiedliche Gefahrenbereiche. Es existieren zwei Formen der Fahrzeugversicherung, die sich im Umfang der versicherten Gefahren unterscheiden. In der *Fahrzeugteilversicherung* (*Teilkaskoversicherung*) besteht nach § 12 Abs. 2 Nrn. a bis g AKB Versicherungsschutz bei den nachfolgenden Schäden:

- (a) Schäden durch Brand, Explosion oder Entwendung (dazu zählen der Diebstahl des Fahrzeugs, der unbefugte Gebrauch durch betriebsfremde Personen, der Raub und die Unterschlagung);

- (b) Schäden durch Elementarereignisse wie Sturm, Hagel, Blitzschlag oder Überschwemmung;
- (c) Schäden durch den Zusammenstoß des Fahrzeugs mit Wirbeltieren: In den neuen AKB ist gemäß § 12 Abs. 2 Nr. d AKB damit der Versicherungsschutz gegenüber der alten Regelung in § 1 Abs. 1 Nr. I d AKB 2003, wonach sich die Zusammenstöße auf Haarwild i. S. v. § 2 Abs. 1 Nr. 1 BJagdG (z. B. Schwarzwild, Wildkaninchen und Fuchs) beschränkte, erweitert worden;
- (d) Bruchschäden an der Verglasung des Fahrzeugs, wobei gleichgültig ist, wodurch sie entstanden sind;
- (e) Schäden, die an der Verkabelung des Fahrzeugs durch Kurzschluss entstanden sind (sog. „Schmorschäden“);
- (f) durch Marderbiss verursachte Schäden an Schläuchen, Kabeln und anderen Materialien des Fahrzeugs.

In der *Fahrzeugvollversicherung (Vollkaskoversicherung)* sind zunächst alle Schäden, die unter die Fahrzeugteilversicherung fallen, versichert. Darüber hinaus bietet sie nach § 12 Abs. 3 Nrn. a und b AKB Versicherungsschutz bei selbst verschuldeten Unfallschäden am Fahrzeug, wobei Brems-, Betriebs-, reine Bruchschäden und Marderbisschäden keine Unfallschäden darstellen, und bei Schäden, die auf mut- oder böswillige Handlungen betriebsfremder Personen (sog. „Vandalismus“) zurückzuführen sind.

In der Fahrzeugvoll- und Fahrzeugteilversicherung erstreckt sich der Versicherungsschutz gemäß § 12 Abs. 4 AKB ferner auf die Beschädigung oder Zerstörung der Bereifung, sofern der Schaden durch ein Ereignis ausgelöst wurde, das gleichzeitig auch andere versicherungsschutzpflichtige Schäden an dem Fahrzeug verursacht hat. Mit dieser Regelung soll verhindert werden, dass sich der Versicherungsnehmer seine Reifen, die typische Verschleißteile darstellen, von der Versichertengemeinschaft ersetzen lässt (vgl. Stadler (2008, S. 122 f.).

Die vom Versicherer im Schadenfall zu leistende Ersatzleistung richtet sich danach, ob das Fahrzeug zerstört oder gestohlen bzw. beschädigt worden ist. Im Falle eines *Totalschadens* oder *Totalverlustes* des Fahrzeugs ersetzt der Versicherer nach § 13 Abs. 1 Nr. 1 AKB grundsätzlich den Wiederbeschaffungswert des Fahrzeugs oder seiner Teile am Tage des Schadens. Der *Wiederbeschaffungswert* ist der Kaufpreis, den der Versicherungsnehmer aufwenden muss, um ein gleichwertiges gebrauchtes Fahrzeug oder gleichwertige Teile zu erwerben. Er wird begrenzt durch den vom Hersteller unverbindlich empfohlenen Neupreis am Tage des Schadens (§ 13 Abs. 1 Nr. 4 AKB). Ist noch ein Rest-/ Veräußerungswert vorhanden, wird dieser von der Entschädigung abgezogen (§ 13 Abs. 1 Nr. 5 AKB).

Für Personenkraftwagen gilt unter gewissen Voraussetzungen eine bessere Leistungsgrenze als der Wiederbeschaffungswert des Fahrzeugs. Nach § 13 Abs. 1 Nr. 2 AKB erhöht sich die Leistungsgrenze bei Personenkraftwagen über den Wiederbeschaffungswert hinaus auf den *Neupreis*, wobei unter dem Neupreis der Kaufpreis zu verstehen ist, den der Versicherungsnehmer für ein neues Fahrzeug in der versicherten Ausstattung aufzuwenden hat. Diese Regelung stellt für den Versicherungsnehmer einen erheblichen finanziellen Vorteil dar, da Personenkraftwagen in den ersten Jahren oft erheblich an Wert verlieren (vgl. Stadler (2008, S. 116)). Eine Neupreisschädigung wird vom Versicherer aber nur dann vorgenommen, wenn die folgenden drei Kriterien kumulativ erfüllt sind:

- (a) das Fahrzeug befindet sich bei Eintritt des Schadenfalls im Eigentum dessen, der es als Neufahrzeug unmittelbar vom Kraftfahrzeughändler oder Kraftfahrzeughersteller erworben hat,
- (b) der Schaden ist in den ersten 12 Monaten – in § 13 Abs. 1 Nr. 2 AKB 2003 in den ersten 6 Monaten – nach Erstzulassung des Fahrzeugs eingetreten, und
- (c) die erforderlichen Kosten einer Reparatur erreichen oder überschreiten 80 % des Neupreises.

Bei einer *Beschädigung* des Fahrzeugs ersetzt der Versicherer nach § 13 Abs. 2 Nr. 1 AKB die erforderlichen *Reparaturkosten* bis zur Höhe des Wiederbeschaffungswerts einschließlich der hierfür nötigen einfachen Fracht- und sonstigen Transportkosten. § 13 Abs. 2 Nr. 3 S. 2 AKB 2003 ist in den neuen AKB entfallen. Demnach ist von den Kosten der Ersatzteile und der Lackierung kein Abzug mehr entsprechend der Abnutzung und dem Alter vorzunehmen (sog. Abzug „neu für alt“).

Nach § 15 Abs. 1 AKB wird die Entschädigung innerhalb von zwei Wochen nach ihrer Feststellung ausbezahlt, ausgenommen bei einer Entwendung, bei der die Entschädigungszahlung nicht vor Ablauf einer Frist von einem Monat erfolgt.

Sowohl in der Fahrzeugteil- als auch in der Fahrzeugvollversicherung besteht die Möglichkeit, eine Selbstbeteiligung zu vereinbaren, wobei deren Höhe in der Fahrzeugteil- und der Fahrzeugvollversicherung unterschiedlich sein kann. Sie gilt für jedes versicherte Fahrzeug und für jeden Schadenfall gesondert (§ 13 Abs. 3 Nr. 3 AKB). Die Versicherer verwenden das Modell der sog. *Abzugsfranchise*, d. h. die vereinbarte Selbstbeteiligung wird unabhängig von der Schadenhöhe pro Schadenergebnis einmal abgezogen (§ 13 Abs. 3 Nr. 2 AKB, vgl. dazu auch Stadler (2008, S. 14 f.)).

Im Gegensatz zur Kraftfahrthaftpflichtversicherung ist es den Versicherern in der Fahrzeugversicherung freigestellt, mit welchen Ausschlüssen das versicherte Risiko eingegrenzt wird. Fast einheitlich haben sich die folgenden Risikoausschlüsse durchgesetzt:

- (a) Vorsatz: Der Ausschluss der vorsätzlichen Herbeiführung des Schadenfalls nach § 81 Abs. 1 VVG soll verhindern, dass das Vorliegen von Versicherungsschutz den Versicherungsnehmer zu einem veränderten und risikofreudigeren Verhalten verleitet. Mit dem Inkrafttreten des neuen VVG am 01.01.2008 ist die grobe Fahrlässigkeit kein Ausschlussstatbestand mehr: Wenn der Versicherungsnehmer den Schadenfall gemäß § 81 Abs. 2 VVG grob fahrlässig herbeiführt, kann der Versicherer seine Leistung entsprechend der Schwere des Verschuldens des Versicherungsnehmers kürzen. Vor Inkrafttreten des neuen VVG war der Versicherer gemäß § 2 b Abs. 4 AKB 2003 i. V. m. § 61 VVG a. F. auch von der Verpflichtung zur Leistung vollständig befreit, wenn der Versicherungsnehmer den Schadenfall nur grob fahrlässig verursacht hatte. Seit dem 01.01.2008 ist das „Alles-oder-nichts-Prinzip“ entfallen. Die Quotenbildung bei grob fahrlässiger Herbeiführung eines Schadenfalls erweist sich als sehr schwierig, da die Rechtsprechung für typische Fallkonstellationen noch keine festen Quoten herausgebildet hat (vgl. dazu Stadler (2008, S. 119 ff.)). So liegt z. B. die Entschädigungsquote bei einem Unfall, der dadurch verursacht worden ist, dass sich der Autofahrer nach einer heruntergefallenen Zigarette gebückt oder ein Stoppschild wegen Sonneneinstrahlung mißachtet hat, zwischen 25 % und 50 % (vgl. Schmidt-Kasperek (2008)).
- (b) Rennklausel: Während in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung nur genehmigte Rennveranstaltungen keinen Versicherungsschutz bieten, gilt dieser Ausschluss in der Fahrzeugversicherung nach § 2 b Abs. 4 b AKB für jede Art von Rennen (z. B. auch für Privatrennen auf der Autobahn).
- (c) Nicht versicherbare Risiken: Zu den nicht versicherbaren Risiken gehören Schäden durch Kernenergie, Erdbeben, Kriegsereignisse, innere Unruhen und Maßnahmen der Staatsgewalt (§ 2 b Abs. 4 a und 4 c AKB). Diese Risiken sind sehr außergewöhnlich und in ihrem Schadenausmaß kaum abschätzbar, so dass ein Beitrag nur schwer kalkuliert werden könnte (vgl. Stadler (2008, S. 123)).

Kraftfahrt-Unfallversicherung

In der *Kraftfahrt-Unfallversicherung (Insassenunfallversicherung)* ist nach § 18 Abs. 1 Nr. 1 AKB die versicherte Gefahr der Unfall, der einem *Fahrzeuginsassen* während der Wirksamkeit des Vertrages zustößt und im ursprünglichen Zusammenhang mit dem Lenken, Benutzen, Behandeln, dem Be- und Entladen sowie Abstellen des Fahrzeugs entsteht. Die Versicherung umfasst die Gesundheitsschädigung, die ein Insasse durch den Fahrzeugunfall erleidet. Die Versicherungsleistung richtet sich nach § 16 Abs. 2 i. V. m. § 20 AKB nach den Versicherungssummen, die im Vertrag gesondert für den Fall der Invalidität, für die Zeit eines Krankenhausaufenthaltes oder im Todesfall vereinbart sind. Zwar ist der Abschluss einer Insassenunfallversicherung aus

rechtlicher Sicht nicht zwingend erforderlich, da die Fahrzeuginsassen bei Fahrzeugunfällen ihre Schadenersatzansprüche auch an die Kraftfahrthaftpflichtversicherung des Halters stellen können. Der Abschluss einer Kraftfahrt-Unfallversicherung ist dennoch von Vorteil, da sie unabhängig von der Haftungsfrage eintritt (vgl. Boudon (2003, S. 156), vgl. Lammers (2006, S. 173), vgl. Miebach (1990, S. 78 f.)) und auf die Geltendmachung von Haftpflichtansprüchen häufig verzichtet wird, wenn der geschädigte Insasse in einer persönlichen Beziehung zu dem unfallverursachenden Fahrer steht (vgl. Stadler (2008, S. 20)).

Der *Fahrer* des im Vertrag bezeichneten Fahrzeugs muss hingegen seinen Schaden nach einem selbst verschuldeten Unfall – anders als die berechtigten Insassen – selbst tragen. Er kann Schadenersatzansprüche weder an die eigene Kraftfahrthaftpflicht- noch an die Insassenunfallversicherung stellen. Mit speziellen Unfallversicherungen für den Fahrer (Fahrer-Unfallversicherungen) kann die bestehende Versicherungslücke für den Fahrer des versicherten Fahrzeugs geschlossen werden (vgl. Stadler (2008, S. 20)).

Eine Wahlmöglichkeit besteht in der Kraftfahrt-Unfallversicherung hinsichtlich der Vertragsform. Die am Markt angebotenen Kraftfahrt-Unfallversicherungen unterscheiden sich hauptsächlich bezüglich des versicherten Personenkreises (vgl. Stadler (2008, S. 20 f.)):

- (a) Nach dem *Pauschalssystem* (§ 16 Abs. 1 a und § 17 Abs. 1 AKB) sind alle *berechtigten Insassen* des versicherten Fahrzeugs mitversichert;
- (b) Nach dem *Platzsystem* (§ 16 Abs. 1 b und § 17 Abs. 1 AKB) können *bestimmte Plätze* des versicherten Fahrzeugs separat versichert werden;
- (c) Nach der *Familienunfallversicherung* (§ 16 Abs. 1 c und § 17 Abs. 2 AKB), die in den AKB 2003 noch nicht vorgesehen war, sind alle berechtigten Insassen des *versicherten* Fahrzeugs sowie der Versicherungsnehmer, sein Ehegatte oder Lebenspartner und sonstige Familienangehörige des Versicherungsnehmers, sofern sie mit diesem in einem gemeinsamen Haushalt leben, als *Fahrer* oder *Insasse* in *anderen* Fahrzeugen mitversichert.

Die Kraftfahrtunfall-Versicherung kommt für keine Unfälle auf,

- (a) die der Versicherte vorsätzlich herbeigeführt hat (§ 183 Abs. 1 VVG),
- (b) die dem Versicherten dadurch zustoßen, dass er vorsätzlich eine Straftat begangen hat (§ 19 Abs. 2 AKB),
- (c) die bei Fahrten ohne Wissen und Willen des Fahrzeughalters bzw. des über die Verwendung des Fahrzeugs Verfügungsberechtigten passieren (sog. „Schwarzfahrten“, § 19 Abs. 3 AKB).

Nach § 19 Abs. 1 AKB erstreckt sich der Versicherungsschutz nicht auf Unfälle durch Geistesstörungen oder schwere Nervenleiden, Schlaganfälle, epileptische Anfälle oder andere Krampfanfälle, die den ganzen Körper ergreifen, sowie Unfälle des Fahrers infolge von Bewusstseinsstörungen, auch soweit sie durch Trunkenheit verursacht sind. Unter den Versicherungsschutz fallen ferner nach § 19 Abs. 4 bis 6 AKB keine Infektionen, Bauch- und Unterleibsbrüche, Schädigungen an Bandscheiben sowie Blutungen aus inneren Organen und Gehirnblutungen, sofern sie nicht aus einem nach § 18 Abs. 1 AKB gedeckten Unfall entstanden sind. Krankhafte Störungen infolge psychischer Reaktionen sind nicht versichert, unabhängig davon, wie sie verursacht wurden (§ 19 Abs. 5 AKB). Schließlich gilt wie in der Fahrzeugversicherung der Ausschluss jeglicher Rennveranstaltungen und nicht versicherbarer Risiken (§ 2 b Abs. 4 AKB).

3.3 Tarifierung in der Kraftfahrtversicherung

3.3.1 Beitragskalkulation

Unter dem *Beitrag* ist der Preis zu verstehen, den der Versicherungsnehmer dafür zu entrichten hat, dass der Versicherer einen Teil der Risiken des Versicherungsnehmers für einen bestimmten Zeitraum innerhalb eines genau festgelegten vertraglichen Rahmens übernimmt (sog. „Risikotransfer“) (vgl. Albrecht u. Lippe (1988, S. 525)). Die Grundlage einer planmäßigen und systematischen *Beitragskalkulation* besteht darin, den Bruttobeitrag (kalkulatorischer Gesamtbeitrag) in seine kalkulatorischen Elemente zu zerlegen (s. Abbildung 3.1).

| | |
|---|---|
| | Nettorisikobeitrag |
| + | Sicherheitszuschlag |
| = | Bruttorisikobeitrag (Nettobeitrag, Risikobeitrag) |
| + | Betriebskostenzuschlag |
| + | Gewinnzuschlag |
| = | Bruttobeitrag |

Abbildung 3.1: Elemente des Bruttobeitrags (in Anlehnung an Albrecht u. Lippe (1988, S. 526))

Nach dem *Äquivalenzprinzip* muss der *Nettorisikobeitrag* den erwarteten Schadenkosten in der Versicherungsperiode, für die der Beitrag erhoben wird, entsprechen (vgl. Albrecht u. Lippe (1988, S. 526)). Im Falle der Kraftfahrtversicherung beträgt die Versicherungsperiode üblicherweise ein Jahr. Der Nettorisikobeitrag dient

ausschließlich zur Deckung der reinen Schadenkosten und ist aus der Wahrscheinlichkeitsverteilung der individuellen Versicherungsleistung zu bestimmen.

Ein zentrales Problem der *Beitragskalkulation* in der Schadenversicherung besteht darin, dass dem Versicherer die Wahrscheinlichkeitsverteilung der individuellen Versicherungsleistungen zum Zeitpunkt der Kalkulation unbekannt ist. Die Möglichkeit einer fehlerhaften Einschätzung dieser Wahrscheinlichkeitsverteilung aufgrund unvollständiger Informationen über die wahre zugrundeliegende Schadengesetzmäßigkeit wird als *Irrtumsrisiko* bezeichnet. Die Unvollständigkeit der Informationen über die wahre Schadengesetzmäßigkeit beruht zum einen auf Fehlern, die bei der statistischen Analyse der Schadengesetzmäßigkeit in der Vergangenheit entstehen. Diese Komponente des Irrtumsrisikos bezeichnet man als *Diagnoserisiko*. Zum anderen verbleibt selbst bei einer angenommenen fehlerfreien Diagnose die Ungewissheit, ob die für die Vergangenheit festgestellte Schadengesetzmäßigkeit auch noch in der Zukunft gültig ist. Diese Komponente des Irrtumsrisikos wird als *Prognoserisiko* bezeichnet (vgl. Albrecht u. Schwake (1988, S. 652 f.), vgl. Schradin (1994, S. 37 f.)).

Selbst bei angenommener vollständiger Kenntnis der wahren Zufallsgesetzmäßigkeit der Versicherungsleistungen verbleibt aufgrund der Zufallsabhängigkeit der Schäden immer noch ein Restrisiko, das *Zufallsrisiko* (vgl. Albrecht (1992, S. 8)). Wenn man davon ausgeht, dass die Schadengesetzmäßigkeit bekannt ist und die Einzelrisiken zu mehr oder minder umfangreichen Gruppen, sog. „Kollektiven“, zusammengefasst sind, dann tritt der Ruin eines Versicherers, der nur den Nettorisikobeitrag fordert, mit einer Wahrscheinlichkeit von 50% pro Periode ein. Dies bedeutet, dass der Versicherer unter den genannten Voraussetzungen im Durchschnitt alle zwei Jahre einen versicherungstechnischen Verlust erleidet (vgl. Albrecht (1982, S. 528)).

Deshalb ist es notwendig, einen *Sicherheitszuschlag* auf den nach dem Äquivalenzprinzip berechneten Beitrag zu fordern, um so ein hohes Sicherheitsniveau, d. h. eine geringe Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers zu gewährleisten. Je größer das versicherte Kollektiv ist, desto geringer kann der durchschnittliche Sicherheitszuschlag pro Versicherungsnehmer gewählt werden, um ein vorgegebenes Sicherheitsniveau einhalten zu können. Es findet ein sog. „Ausgleich-im-Kollektiv-Effekt“ statt. Dieser ist das wichtigste Instrumentarium im Rahmen der Risikotransformation (vgl. Albrecht (1992, S. 20 f.)). Das planmäßige Beitragelement zur Deckung der Kosten für Versicherungsleistungen ist somit der (Brutto-)Risikobeitrag, also die Summe aus dem Nettorisikobeitrag und dem Sicherheitszuschlag.

Der *Betriebskostenzuschlag* dient zur Deckung aller Kosten, die keine reinen Schadenkosten sind und somit nicht durch den Nettorisikobeitrag gedeckt sind. Betriebskosten entstehen durch den Verbrauch von Produktionsfaktoren wie Arbeit, Dienstleistungen oder sachlichen Betriebsmitteln. Der *Gewinnzuschlag* beinhaltet die kal-

kulatorischen Zinsen, die als Entgelt für die Bereitstellung von Eigenkapital durch die Kapitalgeber dienen (vgl. Albrecht u. Lippe (1988, S. 527)).

3.3.2 Tarifikalkulation

Über viele Jahrzehnte waren die Tarifbestimmungen und die Allgemeinen Versicherungsbedingungen bei fast allen Versicherern, die die Kraftfahrtversicherung anboten, inhaltlich gleich. Während die Allgemeinen Bedingungen für die Kraftfahrtversicherung (AKB) im Wesentlichen die Leistungsseite festlegen, regeln die *Tarifbestimmungen (TB)* die Anwendung des Tarifs auf den einzelnen Kraftfahrtversicherungsvertrag (vgl. Müringer (2005, S. 31)). Ein *Tarif* ist ein Verzeichnis, in dem die Versicherungsbeiträge inkl. der Versicherungssteuer für die einzelnen Tarifmerkmale aufgeführt sind (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 143)).

Die inhaltliche Gleichheit der Tarifbestimmungen und der Allgemeinen Versicherungsbedingungen war durch die in der Bundesrepublik Deutschland gesetzlich vorgeschriebene Bedingungsgenehmigungspflicht und die Tarifbindung begründet. Bis zum Inkrafttreten des Dritten Gesetzes zur Durchführung versicherungsrechtlicher Richtlinien des Rates der europäischen Gemeinschaften am 29.07.1994 hatte das Bundesaufsichtsamt für das Versicherungswesen (BAV), das seit Mai 2002 in die Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) integriert ist, sowohl die Kalkulationsverfahren als auch die Tarifstrukturen in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung zu genehmigen.

Die Kraftfahrtversicherer können seitdem eigene Beitragskalkulationen zur Erstellung eines unternehmensindividuellen Tarifs durchführen. Die Tarife in der Fahrzeug- und der Kraftfahrt-Unfallversicherung waren bereits früher sukzessiv von der Genehmigungspflicht befreit worden: Für die Fahrzeugvoll- und die Kraftfahrt-Unfallversicherung wurde die Genehmigungspflicht bereits am 01.01.1982, für die Fahrzeugteilversicherung am 01.04.1985 aufgehoben. Seit den genannten Zeitpunkten sind die Versicherer in der Ausgestaltung ihrer Allgemeinen Versicherungsbedingungen, zu den auch die Tarifbestimmungen im weiteren Sinne zählen, weitestgehend frei, sofern dieser Freiheit keine gesetzlichen Vorschriften entgegenstehen (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 25 f. und 142), vgl. Lammers (2006, S. 13)). Obgleich die BaFin nicht mehr für die Genehmigung der Tarife in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung zuständig ist, muss sie im Rahmen der Finanzaufsicht darauf achten, dass die Versicherer ihre Verpflichtungen aus den Versicherungsverträgen dauerhaft erfüllen können (§ 81 Abs. 1 VAG) und die Solvabilitätsvorschriften nach § 81 b Abs. 1 VAG einhalten. Des Weiteren ist sie gemäß § 83 Abs. 1 Nr. 1 VAG berechtigt, die von den Versicherern verwendeten Tarife zur Einsichtnahme zu verlangen (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 144)).

Um das im vorangehenden Unterabschnitt 3.3.1 beschriebene *Diagnoserisiko* auf ein vernünftiges Maß zu reduzieren, erfolgt die *Beitragskalkulation* für jede Versicherungsart getrennt – z. B. nur für die Kraftfahrthaftpflichtversicherung – im Sinne einer *Tarifkalkulation*. Dazu werden Risiken, die hinsichtlich ihrer Zufallsgesetzmäßigkeit *homogen*, d. h. möglichst gleichartig sind, zu *Teilkollektiven* von Risiken zusammengefasst.

Aus den Merkmalen, die die Zufallsgesetzmäßigkeit des Gesamtschadens beeinflussen, den sog. *Risikofaktoren*, dazu zählen insbesondere objekt- und personenbezogene Risikomerkmale, werden die Merkmale identifiziert, die den größten Beitrag zur Erklärung und Prognose der Schadengesetzmäßigkeit leisten können. Diese Merkmale nennt man *Tariffaktoren* oder *Tarifmerkmale*. Risiken, die bezüglich jedem der Tariffaktoren eine identische Merkmalsausprägung besitzen, werden für praktische Zwecke als hinreichend homogen betrachtet und zu einer *quasi-homogenen Tarifklasse* oder *Tarifzelle* zusammengefasst. Da i. d. R. die Zufallsschwankungen pro Tarifklasse noch zu groß sind, um die Zufallsgesetzmäßigkeiten getrennt für eine Tarifklasse zu bestimmen, wird eine weitere Zufallsbereinigung vorgenommen. Durch die *Methode der Tarifkonstruktion* wird die Schadenerfahrung einer Tarifklasse mit der der anderen Tarifklassen kombiniert, d. h. im Rahmen der Schaden Geschichte des Gesamtkollektivs. Es ergeben sich dann geglättete Kalkulationsgrundlagen für jede Tarifklasse (vgl. Albrecht (1992, S. 51 f.), vgl. Albrecht u. Lippe (1988, S. 528 f.)).

Im Rahmen der Schadenursachenforschung werden zunächst univariate statistische Methoden angewendet. *Univariat* bedeutet, dass der Einfluss eines einzelnen Risikofaktors auf eine Zielgröße untersucht wird. Typische Zielgrößen in der Schadenversicherung, für die solche Analysen vorgenommen werden, sind die Anzahl der vorhandenen Risiken, die Schadenanzahl und der Schadenaufwand. Die *Anzahl der Risiken* wird in der Kraftfahrtversicherung in Jahreseinheiten, d. h. der Verweildauer eines Risikos im Kraftfahrtversicherungsbestand pro Kalenderjahr, als

$$\text{Jahreseinheiten} = \frac{\text{Verweildauer in Tagen}}{360}$$

ausgedrückt. Die *Schadenanzahl* beschreibt die Anzahl der gemeldeten Schäden, während der *Schadenaufwand* als die Summe aus kumulierten Zahlungen und ggf. notwendigen Reserven eines Schadens definiert ist. Darüber hinaus werden auch abgeleitete Größen wie die Schadenhäufigkeit, der Schadendurchschnitt und der Schadenbedarf betrachtet. Die *Schadenhäufigkeit* setzt die Schadenanzahl ins Verhältnis zur Anzahl der vorhandenen Risiken:

$$\text{Schadenhäufigkeit} = \frac{\text{Schadenanzahl}}{\text{Jahreseinheiten}}.$$

Die Schadenhäufigkeit definiert damit ein Maß für die Frequenz eines Risikos. Zur Ermittlung des *Schadendurchschnitts* wird der Schadenaufwand ins Verhältnis zur Schadenanzahl gesetzt

$$\text{Schadendurchschnitt} = \frac{\text{Schadenaufwand}}{\text{Schadenanzahl}}.$$

Der Schadendurchschnitt ist demnach ein Maß für die Höhe eines Risikos. Aus der Schadenhäufigkeit und dem Schadendurchschnitt ergibt sich dann der *Schadenbedarf* als

$$\begin{aligned} \text{Schadenbedarf} &= \text{Schadenhäufigkeit} \cdot \text{Schadendurchschnitt} \\ &= \frac{\text{Schadenaufwand}}{\text{Jahreseinheiten}}. \end{aligned}$$

Der Schadenbedarf stellt den Risikobeitragsbedarf pro Risikoeinheit dar. Er ist die zentrale Größe in Tarifierungsanalysen (vgl. Heep-Altiner u. Klemmstein (2001, S. 8 ff.)).

Zu den univariaten Analyseverfahren zählen die Analyse eindimensionaler Randverteilungen für einzelne Risikofaktoren und univariate Regressionsmodelle. Häufig wird auch ein Ranking der Risikofaktoren mittels statistischer Signifikanztests durchgeführt (vgl. dazu ausführlich Radtke (2008, S. 44 ff.)).

Nachdem aus der Menge aller möglichen Risikofaktoren die Tariffaktoren ausgewählt sind, muss im nächsten Schritt ein *Tarifmodell* entwickelt werden. *Multivariate* statistische Verfahren dienen dazu, einen funktionalen Zusammenhang zwischen einer Zielgröße und den ausgewählten Tariffaktoren aufzustellen. Dieses Vorgehen bewirkt, dass die in den Schadendaten enthaltenen Zufallsschwankungen geglättet werden. Weit verbreitete multivariate Verfahren zur Berechnung des Nettorisikobeitrags in Abhängigkeit von mehreren Tariffaktoren sind das Ausgleichsverfahren nach Bailey-Simon, das Marginalsummenverfahren, die Methode der kleinsten Quadrate, verallgemeinerte lineare Modelle und Credibility-Ansätze (vgl. dazu ausführlich Kaas u. a. (2001, S. 169 ff.), Kruse (1997), Radtke (2008, S. 51 ff.) und Walter (1998)). Über die Tariffaktoren werden dann zusammen mit der Anwendung eines geeigneten Tarifmodells sowohl die Tarifstruktur als auch die Beiträge in den einzelnen Tarifklassen, sog. „Tarifbeiträge“, festgelegt.

3.3.3 Tariffaktoren

Im Folgenden soll genauer auf die Eigenschaften von Tariffaktoren, deren Kategorisierung und die von der WPV im Rahmen der Tarifikalkulation angewendeten Tariffaktoren eingegangen werden. Die primär zum Zwecke der Kalkulation von Kraftfahrttarifen von der WPV benutzten Tariffaktoren dienen im empirischen Teil dieser

Arbeit zur Erklärung und Prognose des Stornoverhaltens von Versicherungsnehmern in der Kraftfahrtversicherung.

Eigenschaften und Kategorien von Tariffaktoren

Nach Radtke (2008, S. 34) muss ein *Tariffaktor* die folgenden vier Voraussetzungen erfüllen:

- (1) Kausalität und Korreliertheit mit dem Schaden: Der Tariffaktor muss einen signifikanten statistischen Zusammenhang mit der Schadenerwartung aufweisen.
- (2) Einfache und effiziente Handhabbarkeit: Die Anwendung eines Tariffaktors und die Handhabung im operativen Geschäftsbetrieb müssen objektiv und mit geringen Kosten durchführbar sein.
- (3) Nicht-Manipulierbarkeit: Die Ausprägung eines Tariffaktors darf nicht entgegen der Regelungen des Versicherungsvertrages einfach manipuliert werden können.
- (4) Einhaltung geltenden Rechts: Gesetzliche Vorschriften müssen beachtet werden. Dazu zählt im Besonderen das Diskriminierungsverbot nach § 81 e VAG i. V. m. § 1 AGG.

Die Vielzahl der heute verwendeten Tariffaktoren kann dabei in zwei Kategorien unterteilt werden: objektive und subjektive Tariffaktoren. *Objektive Tariffaktoren* sind solche, die sich auf das versicherte Fahrzeug beziehen (z. B. Fahrzeugart, Typklasse, Fahrzeugalter). Zu den *subjektiven Tariffaktoren* zählen alle personenbezogenen Faktoren (z. B. Wohnort, Beruf, Dauer der Schadenfreiheit, Anzahl der Schäden, Geschlecht des Versicherungsnehmers und Alter des Fahrers) (vgl. BWV (2002), S. 1124).

Darüber hinaus untergliedern viele Versicherer ihren Kraftfahrttarif nach sog. „harten“ und „weichen“ Tariffaktoren. *Harte Tariffaktoren* sind bei Vertragsabschluss nachprüfbar, während *weiche Tariffaktoren* bei Vertragsabschluss nicht ohne Weiteres nachprüfbar sind (z. B. jährliche Fahrleistung und Fahrerkreis), so dass der Versicherer hier weitestgehend auf die Angaben des Versicherungsnehmers angewiesen ist. Die dauerhafte Erfüllung der für die Gewährung geforderten Voraussetzungen hängt vom Verhalten des Versicherungsnehmers oder der Fahrer ab, so dass der Versicherer die Richtigkeit der Angaben des Versicherungsnehmers meist erst bei Eintritt des Schadenfalls überprüfen kann (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 144 f.), vgl. Stadler (2008, S. 44)).

Vor der Deregulierung angewandte Tariffaktoren

Bis zur Deregulierung gab es nur vier Tariffaktoren, die bei der Tarifikalkulation berücksichtigt wurden: die Fahrzeugstärke, die Tarifgruppe, die Einstufung in eine der Regionalklassen und in eine der Schadenfreiheits- oder Schadenklassen. Die Fahrzeugstärke, die Tarifgruppe und die Regionalklasse wurden verwendet, um einen Basisbeitrag zu bestimmen. Auf diesen wurde dann ein Ab- oder Zuschlag entsprechend der Einstufung in eine der Schadenfreiheitsklassen vorgenommen.

Nach der Deregulierung eingesetzte Tariffaktoren

Seit der Deregulierung können die Versicherer im Rahmen des § 5 Abs. 3 PflVG in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung Beiträge fordern, die sie für erforderlich halten, und die Tarifstrukturen frei gestalten. Das führt dazu, dass jeder Versicherer existierende Tariffaktoren modifizieren oder neue, geeignet erscheinende Tariffaktoren einführen kann. Mit dem Wegfall der Tarifbindung haben viele Versicherer von diesen Möglichkeiten Gebrauch gemacht (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 142)). So wurde z. B. in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung der Fahrzeugstärke durch den Fahrzeugtypentarif abgelöst. Aktuell hängt in keiner anderen Versicherungssparte die Höhe des Versicherungsbeitrags von so vielen Tariffaktoren wie in der Kraftfahrtversicherung ab (vgl. Stadler (2008, S. 43)). Neben den eher „harten“ Tariffaktoren wie z. B. dem Fahrzeugtyp, der Tarifgruppe, der Regional- und der Schadenfreiheitsklasse sind eine Vielzahl „weicher“ Tariffaktoren eingeführt worden. Die große Zahl an „weichen“ Tariffaktoren hat den Kraftfahrtversicherungsmarkt intransparenter gemacht. Da die verwendeten „weichen“ Tariffaktoren von Anbieter zu Anbieter stark variieren, ist es schwierig geworden, allgemeingültige Preisvergleiche durchzuführen. Grundsätzlich können Versicherer, die im Rahmen der Tarifikalkulation viele Tariffaktoren benutzen, ausdifferenzierte und schadenbedarfsgerechtere Tarife anbieten. Dies hat zur Folge, dass Versicherungsnehmer mit einer geringen Schadenwahrscheinlichkeit die schlechteren Risiken nicht mehr mit ihren Beiträgen subventionieren müssen (vgl. Stadler (2008, S. 44)).

Dieser Arbeit werden die Tarifbestimmungen für die Kraftfahrtversicherung der WPV mit dem Stand 01.09.2007 zugrundegelegt, die im Folgenden abkürzend mit „TB“ bezeichnet werden. Diese werden mit älteren TB, die von der WPV im Zeitraum vom 01.10.2003 bis zum 05.07.2004 verwendet wurden, verglichen. Die älteren TB werden mit dem Zusatz des Einführungsjahres „TB 2003“ genannt. Die auf Seite 32 gemachten Bemerkungen zu den AKB gelten entsprechend für die TB.

Typklassen für Personenkraftwagen (§ 12 TB)

Für Personenkraftwagen gilt seit dem 01.07.1973 in der Fahrzeugversicherung und seit dem 01.07.1996 in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung ein Typentarif, der den früher geltenden Stärkeklassentarif nach der Motorleistung (kW/ PS) ersetzt hat. Die Typentarife wurden eingeführt, weil die Motorleistung eines Fahrzeugs keine

Vorhersage der Höhe der Reparaturkosten in der Fahrzeugversicherung oder der Schadenhäufigkeit, die im Wesentlichen den Schadenbedarf in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung bestimmt, erlaubt (vgl. Lammers (2006, S. 225 f.)). Die Differenzierung nach dem Fahrzeugtyp sollte in beiden Versicherungsarten zu einer risikogerechteren Beitragskalkulation führen (vgl. dazu ausführlich Müringer (2005, S. 155 f.)).

Der unabhängige Treuhänder ordnet zum 01.10. eines jeden Jahres die Personenkraftwagen entsprechend ihres jeweiligen Schadenbedarfsindexwertes in eine *Typklasse* ein (§ 12 Abs. 2 TB). Der *Schadenbedarfsindexwert* ergibt sich aus dem Verhältnis des ermittelten individuellen Schadenbedarfs eines Fahrzeugtyps zum Schadenbedarf aller am Markt befindlichen Fahrzeugtypen (in 2007 rund 19.000 Fahrzeugmodelle), wobei mehrere Indexwerte so zu Typklassen zusammengefasst werden, dass in den einzelnen Typklassen möglichst homogene Risiken enthalten sind (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 150)). Bei neuen Fahrzeugmodellen muss der Schadenbedarf geschätzt werden (vgl. Stadler (2008, S. 47)). Zur Ermittlung der Typklasse wird nach § 12 Abs. 1 TB der genaue Fahrzeugtyp benötigt, besser noch die Hersteller- und Typschlüsselnummer aus der Zulassungsbescheinigung Teil I (Kraftfahrzeugschein) oder Teil II (Kraftfahrzeugbrief).

| Typklassen | Schadenbedarfsindexwert eines PKW |
|------------|-----------------------------------|
| 10 | unter 49,5 |
| 11 | [49,5; 61,9) |
| 12 | [61,9; 71,6) |
| 13 | [71,6; 79,8) |
| 14 | [79,8; 86,6) |
| 15 | [86,6; 92,0) |
| 16 | [92,0; 97,7) |
| 17 | [97,7; 103,7) |
| 18 | [103,7; 110,4) |
| 19 | [110,4; 118,0) |
| 20 | [118,0; 125,4) |
| 21 | [125,4; 133,4) |
| 22 | [133,3; 144,0) |
| 23 | [144,0; 165,4) |
| 24 | [165,4; 196,0) |
| 25 | ab 196,0 |

Tabelle 3.1: Typklasseneinstufung in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung gemäß § 12 Abs. 3 TB

In der Kraftfahrthaftpflichtversicherung werden die Personenkraftwagen entsprechend ihres Fahrzeugtyps in eine von 16, in der Fahrzeugvollversicherung in eine von 25 und in der Fahrzeugteilversicherung in eine von 24 Typklassen eingestuft (§ 12 Abs. 3 TB). Die Typklasseneinstufung ist beispielhaft für die Kraftfahrthaftpflichtversicherung in Tabelle 3.1 dargestellt.

Veränderungen in der Zuordnung eines Fahrzeugtyps zu den Typklassen werden ab Beginn der nächsten auf den 31.12. folgenden Versicherungsperiode wirksam, also üblicherweise zum 01.01. des nächsten Kalenderjahres (§ 12 Abs. 5 TB). Diese sind erfahrungsgemäß bei oft verkauften Fahrzeugmodellen weniger häufig als bei neuen oder seltenen Fahrzeugmodellen (vgl. Stadler (2008, S. 47)).

| | | | | | | | |
|-----------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Kraftfahrthaftpflichtversicherung | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | Ø |
| unverändert | 66,1 % | 65,8 % | 67,3 % | 64,1 % | 29,4 % | 70,0 % | 66,8 % |
| ± 1 Klasse | 32,5 % | 32,7 % | 31,0 % | 33,9 % | 51,6 % | 28,0 % | 31,5 % |
| ± 2 Klassen | 1,1 % | 1,4 % | 1,6 % | 1,8 % | 16,1 % | 1,8 % | 1,6 % |
| ± 3 Klassen | 0,2 % | 0,2 % | 0,2 % | 0,2 % | 2,7 % | 0,1 % | 0,2 % |
| ± 4 und mehr Klassen | 0,1 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,2 % | 0,1 % | 0,0 % |
| Fahrzeugvollversicherung | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | Ø |
| unverändert | 61,0 % | 66,5 % | 64,9 % | 65,6 % | 54,7 % | 64,3 % | 64,5 % |
| ± 1 Klasse | 35,2 % | 31,0 % | 32,5 % | 31,1 % | 41,5 % | 33,3 % | 32,6 % |
| ± 2 Klassen | 2,7 % | 2,0 % | 2,2 % | 2,2 % | 2,8 % | 1,8 % | 2,2 % |
| ± 3 Klassen | 0,5 % | 0,4 % | 0,3 % | 0,6 % | 0,5 % | 0,2 % | 0,4 % |
| ± 4 und mehr Klassen | 0,7 % | 0,2 % | 0,2 % | 0,4 % | 0,5 % | 0,3 % | 0,4 % |
| Fahrzeugteilversicherung | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | Ø |
| unverändert | 49,3 % | 61,3 % | 65,4 % | 60,9 % | 56,9 % | 63,3 % | 60,5 % |
| ± 1 Klasse | 47,1 % | 36,5 % | 33,7 % | 37,7 % | 39,9 % | 35,2 % | 37,5 % |
| ± 2 Klassen | 3,1 % | 2,0 % | 0,9 % | 1,2 % | 3,0 % | 1,4 % | 1,7 % |
| ± 3 Klassen | 0,5 % | 0,1 % | 0,0 % | 0,1 % | 0,2 % | 0,0 % | 0,1 % |
| ± 4 und mehr Klassen | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % |
| Fahrzeugmodelle | 13.000 | 13.000 | 13.000 | 17.000 | 18.000 | 19.000 | |

Tabelle 3.2: Umstufungen in der Typklasse in der Kraftfahrtversicherung, getrennt nach Versicherungsarten, 2002-2007 (eigene Berechnungen auf Grundlage von GDV (2003-2008b))

Werden die Umstufungen in den Jahren 2002 bis 2007 untersucht, so erkennt man, dass in der Kraftfahrthaftpflicht- und der Fahrzeugversicherung im Durchschnitt jährlich über 60 % aller Personenkraftwagen unverändert bleiben, sich die Höhe des

vom Versicherungsnehmer zu entrichtenden Beitrags also nicht verändert. Das Jahr 2006 bleibt bei der Durchschnittsbildung unberücksichtigt, weil die Einführung neuer Tariffaktoren zu einem hohen Umstufungsvolumen geführt hat. Ab 2006 werden in den Typklassenstatistiken auch die „weichen“ Tariffaktoren Fahrzeugalter bei Erwerb, Wohneigentum, Nutzerkreis und Nutzeralter berücksichtigt (vgl. GDV (2003-2008b)). Die meisten Umstufungen bewirken im jährlichen Durchschnitt eine Höher- bzw. Rückstufung um nur eine Typklasse (s. Tabelle 3.2). Die relativ geringen jährlichen Veränderungen in der Zuordnung zu den Typklassen dürften daher das Risiko, dass ein Versicherungsnehmer den bestehenden Kraftfahrtversicherungsvertrag storniert, im Normalfall nicht beeinflussen. Dem Versicherungsnehmer wird nach § 12 Abs. 6 TB ein außerordentliches Kündigungsrecht eingeräumt, wenn die Zuordnung in eine neue Typklasse zu einer Beitragserhöhung führt.

Regionalklassen (§§ 8 und 11 TB)

Die Zuordnung zu den *Regionalklassen* richtet sich nach § 8 Abs. 1 und 2 TB nach dem Bezirk, in dem das versicherte Fahrzeug zugelassen ist, und für dessen Standort ist das amtliche Kennzeichen des Fahrzeugs das maßgebende Einstufungskriterium. Die Zuordnung der in 2007 434 deutschen Zulassungsbezirke zu den Regionalklassen wird gemäß § 11 Abs. 1 TB von einem unabhängigen Treuhänder analog zur Zuordnung der Fahrzeugtypen zu den Typklassen jährlich zum 01.10. nach dem Schadenbedarfsindexwert eines Zulassungsbezirks vorgenommen.

| Regionalklassen | indexwert eines Zulassungsbezirkes |
|-----------------|------------------------------------|
| 1 | unter 84,7 |
| 2 | [84,7; 90,7) |
| 3 | [90,7; 93,6) |
| 4 | [93,6; 95,8) |
| 5 | [95,8; 98,3) |
| 6 | [98,3; 100,8) |
| 7 | [100,8; 103,9) |
| 8 | [103,9; 106,9) |
| 9 | [106,9; 111,1) |
| 10 | [111,1; 115,4) |
| 11 | [115,4; 120,0) |
| 12 | ab 120,0 |

Tabelle 3.3: Regionalklasseneinstufung in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung gemäß § 8 Abs. 1 a TB

Gebildet werden jeweils in sich homogene Regionalklassen auf der Basis eines Bewertungszeitraums von fünf Kalenderjahren nach den ermittelten durchschnittlichen Schadenbedarfswerten (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 148), vgl. Lammers

(2006, S. 224 f.)). Für die Kraftfahrthaftpflichtversicherung gelten dabei 12, für die Fahrzeugvollversicherung 9 und für die Fahrzeugteilversicherung 16 Regionalklassen (§ 8 Abs. 1 TB). Die Zuordnung zu den Regionalklassen wird in Tabelle 3.3 am Beispiel der Kraftfahrthaftpflichtversicherung gezeigt.

Sich daraus ergebende Umstufungen erfolgen nach § 11 Abs. 3 TB ab Beginn der nächsten auf den 31.12. folgenden Versicherungsperiode (üblicherweise zum 01.01.). Diese Regelung gilt auch dann, wenn der Versicherungsnehmer seinen Wohnsitz verlegt und sich der maßgebende Zulassungsbezirk dadurch verändert (§ 8 Abs. 2 TB).

| | | | | | | | |
|-----------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Kraftfahrthaftpflichtversicherung | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | Ø |
| unverändert | 60,4 % | 54,7 % | 63,3 % | 58,4 % | 60,2 % | 63,6 % | 60,1 % |
| ± 1 Klasse | 37,2 % | 42,8 % | 32,0 % | 37,3 % | 35,3 % | 37,2 % | 36,2 % |
| ± 2 Klassen | 2,5 % | 2,0 % | 4,1 % | 4,0 % | 3,8 % | 3,0 % | 3,2 % |
| ± 3 Klassen | 0,0 % | 0,5 % | 0,7 % | 0,2 % | 0,4 % | 0,5 % | 0,4 % |
| ± 4 und mehr Klassen | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,2 % | 0,2 % | 0,1 % |
| Fahrzeugvollversicherung | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | Ø |
| unverändert | 76,1 % | 81,5 % | 76,8 % | 81,1 % | 73,9 % | 81,6 % | 78,5 % |
| ± 1 Klasse | 23,6 % | 18,5 % | 23,2 % | 18,9 % | 24,9 % | 18,0 % | 21,2 % |
| ± 2 Klassen | 0,2 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,9 % | 0,5 % | 0,3 % |
| ± 3 Klassen | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,2 % | 0,0 % | 0,0 % |
| ± 4 und mehr Klassen | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,7 % | 0,0 % | 0,0 % |
| Fahrzeugteilversicherung | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | Ø |
| unverändert | 62,4 % | 69,4 % | 77,7 % | 82,7 % | 64,5 % | 80,2 % | 72,8 % |
| ± 1 Klasse | 36,3 % | 30,2 % | 22,3 % | 17,3 % | 33,9 % | 19,6 % | 26,6 % |
| ± 2 Klassen | 1,1 % | 0,5 % | 0,0 % | 0,0 % | 1,3 % | 0,2 % | 0,5 % |
| ± 3 Klassen | 0,2 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,2 % | 0,0 % | 0,1 % |
| ± 4 und mehr Klassen | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % | 0,0 % |
| Zulassungsbezirke | 444 | 444 | 444 | 445 | 445 | 434 | |

Tabelle 3.4: Umstufungen in der Regionalklasse in der Kraftfahrtversicherung, getrennt nach Versicherungsarten, 2002-2007 (eigene Berechnungen auf Grundlage von GDV (2003-2008a))

Werden die Umstufungen der Regionalklassen für die Jahre 2002 bis 2007 analysiert, kann man feststellen, dass über 60 % der Kraftfahrthaftpflichtversicherungsverträge im Durchschnitt über diesen Zeitraum unverändert bleiben, in der Fahrzeugversicherung liegt dieser Prozentsatz sogar bei über 72 %. Die meisten Umstufungen resultie-

ren – wie auch bei den jährlichen Veränderungen der Zuordnung zu den Typklassen – im jährlichen Durchschnitt lediglich zu einer Höher- bzw. Rückstufung um eine Regionalklasse (s. Tabelle 3.4). Die Veränderungen der Zuordnung zu den Regionalklassen führen daher für die Mehrzahl der Versicherungsnehmer zu keiner oder nur einer geringen Anpassung des Versicherungsbeitrags. Ist mit einer Umstufung eine Beitragserhöhung verbunden, besteht – wie bei einer Beitragserhöhung aufgrund einer neuen Zuordnung zu den Typklassen – ein außerordentliches Kündigungsrecht des Versicherungsnehmers (§ 11 Abs. 4 TB).

Einige Kraftfahrtversicherer gehen mittlerweile dazu über, als Basis für die Kalkulation des regionalen Risikos nicht mehr den Zulassungsbezirk des versicherten Fahrzeugs, sondern die Postleitzahl des Wohnortes des Halters des Fahrzeugs zu verwenden. Dadurch kann die Risikostruktur detaillierter als durch die Einteilung nach Zulassungsbezirken abgebildet werden. So ist z. B. bei Fahrzeughaltern, die in der Innenstadt wohnen und ihr Fahrzeug dort parken, aufgrund der höheren Verkehrsdichte mit mehr Unfällen zu rechnen als bei Fahrzeughaltern, die am Stadtrand wohnen (vgl. Niessen (2008), vgl. Schickling (2008), vgl. Schmidt-Kasperek (2008)).

Die beiden letztgenannten außerordentlichen Kündigungsrechte des Versicherungsnehmers infolge einer Änderung der Zuordnung zu den Typ- oder Regionalklassen werden in Unterabschnitt 3.4.2 wieder aufgegriffen.

Schadenfreiheits- und Schadenklassen (§§ 15 bis 22 TB)

Das subjektive Risiko wird im Wesentlichen durch die Fahrpraxis des Versicherungsnehmers und der sonstigen Fahrer des Fahrzeugs bestimmt. Sie drückt sich in der schadenfreien Dauer und der Anzahl der Schäden aus. Der statistisch ermittelte *Schadenfreiheitsrabatt* wird nach der Dauer der Schadenfreiheit (Kalenderjahre) gestaffelt und auf Beiträge in der Kraftfahrthaftpflicht- und der Fahrzeugvollversicherung gewährt (§ 15 Abs. 1, § 19 TB). Der Schadenfreiheitsrabatt hat den größten Einfluss auf die Höhe des vom Versicherungsnehmer zu entrichtenden Beitrags (vgl. Stadler (2008, S. 52)).

Im Gegensatz zu einer festen Beitragsermäßigung, einem sog. „Bonus“, der nachträglich gewährt wird, wird beim Schadenfreiheitsrabatt der Beitrag entsprechend der in der Vergangenheit erreichten schadenfreien Zeit von Anfang an gesenkt (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 149), vgl. Lammers (2006, S. 14)). Ein Vertrag gilt dann als *schadenfrei*, wenn innerhalb eines Kalenderjahres kein Schaden gemeldet wurde, für den Entschädigungsleistungen erbracht oder Rückstellungen gebildet worden sind, und er ununterbrochen bestanden hat (§ 15 Abs. 2 TB).

Jeweils getrennt für die Kraftfahrthaftpflicht- und die Fahrzeugvollversicherung werden Personenkraftwagen entsprechend der Anzahl der schadenfreien Kalenderjahre in eine der 25 *Schadenfreiheitsklassen* eingestuft. Schadenfreiheitsklassen gibt es in

der Fahrzeugteilversicherung nicht, weil der Versicherungsnehmer die Eintrittswahrscheinlichkeit der versicherten Gefahren i. d. R. nicht beeinflussen kann. So wird ein Fahrzeug meist zufällig gestohlen oder bei einem Unwetter beschädigt (vgl. Stadler (2008, S. 52)).

Der Versicherungsvertrag für einen Personenkraftwagen, der x Jahre schadenfrei und ununterbrochen bestanden hat, wird in die Schadenfreiheitsklasse x eingestuft, wobei $1 \leq x \leq 25$ ist. Versicherungsverträge, die mehr als 25 Jahre schadenfrei sind und zwischenzeitlich nicht unterbrochen worden sind, werden auch der Schadenfreiheitsklasse 25 zugeordnet (§ 15 Abs. 2 Nr. 1 TB). Ein Versicherungsnehmer, der langjährig unfallfrei gefahren ist, stellt für den Versicherer ein deutlich geringeres Risiko dar als ein Fahranfänger, der noch über wenig Fahrpraxis verfügt. Deshalb wird der langjährig schadenfreie Autofahrer in eine höhere Schadenfreiheitsklasse eingestuft. Es findet durch das Einräumen des Schadenfreiheitsrabatts eine *primäre Beitragsdifferenzierung* statt (vgl. Stadler (2008, S. 52)).

Ein Versicherungsvertrag wird in die *Schadenfreiheitsklasse 1/2* eingestuft, wenn der Versicherungsvertrag weniger als ein Jahr schadenfrei ist, oder wenn eine der drei in § 15 Abs. 7 Nrn. 1 bis 3 TB genannten Bedingungen erfüllt ist (vgl. Stadler (2008, S. 54 f.)):

- (a) Zweitwagenregelung: Der Versicherungsnehmer hat bereits einen Personenkraftwagen versichert, der in eine Schadenfreiheitsklasse eingestuft ist.
- (b) Ehegattenregelung: Auf den Ehegatten des Versicherungsnehmers ist bereits ein Personenkraftwagen versichert, der sich in einer Schadenfreiheitsklasse befindet. Zusätzlich muss der Versicherungsnehmer eine gültige Fahrerlaubnis nachweisen.
- (c) Führerscheinregelung: Der Versicherungsnehmer besitzt seit mindestens drei Jahren eine gültige Fahrerlaubnis.

Neben der Ersteinstufung in die Schadenfreiheitsklasse 1/2 ist auch eine in die Schadenfreiheitsklasse 2 unter den in § 15 Abs. 8 Nrn. 1 bis 4 TB genannten Voraussetzungen möglich. Die Voraussetzungen, die erfüllt sein müssen, um in die Schadenfreiheitsklasse 2 eingestuft zu werden, sind jedoch restriktiver als diejenigen, die für eine Einstufung in die Schadenfreiheitsklasse 1/2 nötig sind. Gemäß § 15 Abs. 8 Nrn. 1 bis 4 TB wird kumulativ gefordert, dass

- (a) kein anrechenbarer Vorvertrag besteht,
- (b) das bereits vorhandene Fahrzeug zur gleichen Fahrzeugart gehört (z. B. PKW),

- (c) beide Fahrzeuge auf den Versicherungsnehmer oder den Ehegatten zugelassen sind, und
- (d) der Versicherungsnehmer und alle Fahrer mindestens 23 Jahre alt sind.

Das System des Schadenfreiheitsrabatts erlaubt es dem Versicherer, den Beitrag an den Schadenverlauf anzupassen: bei Schadenfreiheit sinkt der Beitrag, im Schadenfall steigt er. Der Schadenfreiheitsrabatt erfüllt damit als zweiten Zweck eine *sekundäre Beitragsdifferenzierung*. Man spricht auch von *Erfahrungstarifizierung* (vgl. Stadler (2008, S. 52)).

| Schadenfreiheits-/ Schadenklasse | Beitragssatz in % | |
|-------------------------------------|-------------------|-----|
| | KH | VK |
| SF 23 - SF 25 | 30 | 30 |
| SF 22 | 30 | 35 |
| SF 19 - SF 21 | 35 | 35 |
| SF 16 - SF 18 | 35 | 40 |
| SF 14 - SF 15 | 40 | 40 |
| SF 12 - SF 13 | 40 | 45 |
| SF 11 | 45 | 45 |
| SF 9 - SF 10 | 45 | 50 |
| SF 8 | 50 | 55 |
| SF 7 | 50 | 60 |
| SF 6 | 55 | 60 |
| SF 5 | 55 | 65 |
| SF 4 | 60 | 70 |
| SF 3 | 70 | 80 |
| SF 2 | 85 | 85 |
| SF 1 | 100 | 100 |
| SF 1/2 | 140 | 115 |
| S | 155 | – |
| 0 | 230 | 125 |
| M | 245 | 160 |

Tabelle 3.5: Beitragssätze für Schadenfreiheits- und Schadenklassen gemäß § 19 Nr. 1 TB

Ist der Vertrag nicht schadenfrei, wird eine dem Schadenbedarf entsprechende Rückstufung getrennt für die Kraftfahrthaftpflicht- und Fahrzeugvollversicherung vorgenommen (§ 20 TB). Schadenträchtige Risiken werden in der Kraftfahrthaftpflicht- und Fahrzeugvollversicherung in die *Schadenklasse M* eingestuft, wobei es für Personenkraftwagen in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung zusätzlich eine *Schadenklasse S* gibt (§ 17 TB). Versicherungsverträge, die weder in eine der Schadenfreiheits-

oder Schadenklassen noch in die Schadenfreiheitsklasse 1/2 eingestuft werden können, werden nach § 18 TB in die *Klasse 0* eingestuft (z. B. Fahranfänger).

Die Basis der Berechnungen für Personenkraftwagen bildet die Schadenfreiheitsklasse 1, der ein Schadenbedarfssatz von 100 % zugeordnet wird. Die Schadenbedarfe in den anderen Schadenfreiheitsklassen werden ins Verhältnis zum Schadenbedarf in der Schadenfreiheitsklasse 1 gesetzt (vgl. Lammers (2006, S. 239)). Die Beitragssätze, die zu einem Ab- oder Zuschlag auf den Basisbeitrag führen, schwanken in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung sehr stark zwischen 230 % (SF-Klasse 0) und 30 % (SF-Klasse 25), während sie in der Fahrzeugvollversicherung weniger stark zwischen 125 % (SF-Klasse 0) und 30 % (SF-Klasse 25) variieren (s. Tabelle 3.5). Wenn ein Fahranfänger eine der oben genannten Voraussetzungen für das Einräumen der Schadenfreiheitsklasse 1/2 erfüllt, beträgt der Beitragssatz in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung statt 230 % nur 140 % und in der Fahrzeugvollversicherung statt 125 % nur 115 %. In der Kraftfahrthaftpflichtversicherung kann ein Fahranfänger durch die günstigere Einstufung ca. 40 % des Beitrags sparen.

| aus Klasse | 1 Schaden | 2 Schäden | 3 Schäden | ≥ 4 Schäden |
|---------------|-------------|-----------|-----------|-------------|
| | nach Klasse | | | |
| SF 24 - SF 25 | SF 11 | SF 4 | SF 2 | M |
| SF 21 - SF 23 | SF 10 | SF 4 | SF 2 | M |
| SF 19 - SF 20 | SF 9 | SF 3 | SF 2 | M |
| SF 18 | SF 7 | SF 3 | SF 1 | M |
| SF 17 | SF 7 | SF 2 | SF 1 | M |
| SF 14 - SF 16 | SF 6 | SF 2 | SF 1 | M |
| SF 13 | SF 5 | SF 2 | SF 1/2 | M |
| SF 11 - SF 12 | SF 5 | SF 1 | SF 1/2 | M |
| SF 8 - SF 10 | SF 4 | SF 1 | SF 1/2 | M |
| SF 6 - SF 7 | SF 3 | SF 1/2 | S | M |
| SF 4 - SF 5 | SF 2 | SF 1/2 | S | M |
| SF 3 | SF 1 | S | M | M |
| SF 2 | SF 1/2 | S | M | M |
| SF 1/2 - SF 1 | S | M | M | M |
| S, O, M | M | M | M | M |

Tabelle 3.6: Rückstufung im Schadenfall in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung gemäß § 20 Abs. 1 a TB

Die Einstufung in eine höhere oder die Rückstufung in eine niedrigere Schadenfreiheitsklasse bzw. in eine Schadenklasse wird jeweils am Ende eines Kalenderjahres vorgenommen (§ 15 Abs. 2, § 20 Abs. 1 TB). Bei der Rückstufung folgen die Versicherer nicht dem linearen Ansatz, den sie bei der Höherstufung verwenden (vgl. Stadler (2008, S. 62)). Ein Beispiel eines Rückstufungssystems im Schadenfall bei

Personenkraftwagen in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung zeigt Tabelle 3.6. Der Vertrag eines Versicherungsnehmers, der nach 10 schadenfreien Jahren in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung in die Klasse SF 10 (45 %) eingestuft ist, wird bereits nach einem Schaden um 6 Klassen in die Klasse SF 4 (60 %) zurückgestuft.

Rückstufungen im Schadenfall werden von vielen Versicherungsnehmern als erheblicher Verlust wahrgenommen. Deshalb haben einige Versicherer einen sog. „Rabattschutz“, den sie gegen Zahlung eines Beitragszuschlags gewähren, eingeführt (vgl. Stadler (2008, S. 64). Der Rabattschutz bewirkt, dass der Versicherungsnehmer bei einem Schadenfall pro Kalenderjahr nicht zurückgestuft wird (§ 20 a Abs. 1 TB, in den TB 2003 wurde der Rabattschutz noch nicht geregelt). Der Rabattschutz wird in der Kraftfahrthaftpflicht- und Fahrzeugvollversicherung gemäß § 20 a Abs. 2 TB nur unter restriktiven Voraussetzungen gewährt:

- (a) das Fahrzeug muss ein Personenkraftwagen zur Eigenverwendung sein,
- (b) der jeweilige Vertrag muss mindestens in der Schadenfreiheitsklasse 6 geführt werden, und
- (c) für das versicherte Fahrzeug muss auch eine Fahrzeugversicherung bestehen.

Tarifgruppen (§§ 9, 9 a bis 9 d und 10 TB)

Die Tarifbestimmungen der WPV sehen traditionell drei Tarifgruppen vor, von denen zwei auf bestimmte Berufsgruppen zugeschnitten sind. Es handelt sich hierbei um die *Tarifgruppe A* für landwirtschaftliche Unternehmer (Agrariertarif), die *Tarifgruppe B* für Institutionen des öffentlichen Rechts und deren Bedienstete (Beamten-/Behörden tarif) (§§ 9 a und 9 b TB) sowie nach § 9 TB die *Tarifgruppe R* als Normaltarif für Personenkraftwagen und die *Tarifgruppe N* als Normaltarif für alle übrigen Risiken. Die Tarifgruppe A gilt dabei einschränkend nur für Personenkraftwagen in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung (§ 9 a Abs. 1 S. 1 TB). Da der Schadenbedarf von Risiken, die den Tarifgruppen A oder B angehören, deutlich geringer ist als der bei anderen Risiken, wird ihnen ein entsprechender Abschlag auf den Beitrag des Normaltarifs eingeräumt (vgl. Lammers (2006, S. 221 f.)).

Die WPV nimmt zwei weitere Preisdifferenzierungen nach bestimmten Berufsgruppen vor und unterscheidet zusätzlich zwischen den Tarifgruppen D und F. Der *Tarifgruppe D* gehören juristische Personen des Privatrechts an, wie z. B. Versorgungsunternehmen, private Krankenanstalten, Wohnungsunternehmen, wenn sie im Hauptzweck Aufgaben wahrnehmen, die sonst der öffentlichen Hand obliegen, und auch privatisierte, ehemals öffentlich-rechtliche Betriebe und deren Tochterunternehmen sowie deren Beschäftigte (§ 9 c TB). In die *Tarifgruppe F* werden Mitarbeiter von Finanzdienstleistungsunternehmen, wie z. B. von Sparkassen, Kreditinstituten, Versicherungen und Bausparkassen, eingestuft (§ 9 d TB).

Der Versicherungsnehmer muss die Berechtigung zur Zuordnung zu den Tarifgruppen B, D und F schriftlich nachweisen (z. B. durch eine Bestätigung des Arbeitgebers). Für die Zuordnung zur Tarifgruppe A genügt die Selbsterklärung des Versicherungsnehmers (§ 10 Abs. 1 AKB). Liegen die Voraussetzungen für die Einstufung in eine der Tarifgruppen nicht mehr vor, so ist der Versicherungsnehmer verpflichtet, dies dem Versicherer unverzüglich anzuzeigen. Eine schuldhafte Verletzung dieser Anzeigepflicht führt zu einer Vertragsstrafe in Höhe des Doppelten des Beitrags, der bei einer richtigen Zuordnung erhoben worden wäre (§ 10 Abs. 2 TB).

„Weiche“ Tariffaktoren (§ 29 TB)

Der Wettbewerb unter den Versicherern, die die Kraftfahrtversicherung betreiben, ist seit den letzten Jahren so intensiv, dass sie bestrebt sind, ihre Tarife immer feiner zu strukturieren, um sich dadurch von der Branche abzusetzen und gegenüber einem potentiellen Kunden attraktiv zu erscheinen. Die Vielzahl der mittlerweile eingeführten individuellen „weichen“ Tariffaktoren zeigt die große Innovationskraft der Anbieter, führt aber dazu, dass der Kraftfahrtversicherungsmarkt sehr intransparent geworden ist und damit Preisvergleiche zwischen den einzelnen Tarifvarianten erschwert (vgl. Stadler (2008, S. 50)). Die Kraftfahrtversicherer versuchen, risikoadäquate Rabattmöglichkeiten zu kalkulieren, wobei im Normalfall nicht allen Kunden im gleichen Umfang ein Rabatt gewährt wird. Das Einräumen eines Rabattes hängt vom Vorliegen bestimmter Kundeneigenschaften ab (vgl. Morawetz (2004, S. 2)). Bei diesen „weichen“ Tariffaktoren existieren zum Teil nicht ausreichend statistische Daten, um sie risikoadäquat kalkulieren zu können, mit der Folge, dass sie nach dem „Try and Error“-Verfahren eingeführt werden, um so im Rahmen eines „Probelaufs“ die Möglichkeiten und Grenzen auszutesten (vgl. Morawetz (2004, S. 3)). Da es sich bei den „weichen“ Tariffaktoren zum Großteil um personenbezogene Merkmale handelt, kann deren Erfüllung für die Zukunft nicht sichergestellt werden (vgl. Lammers (2006, S. 219)).

So gibt es PKW-Tarife, die z. B. die jährliche Fahrleistung, das Fahrzeualter, das Fahreralter und den Fahrerkreis berücksichtigen. Auch originär nicht risikoeklärende Tariffaktoren wie das Eigentum an einem Ein- oder Mehrfamilienhaus oder das Vorhandensein eines Stellplatzes gehen stellvertretend in die Preisbildung ein. Bei den einzelnen „weichen“ Tariffaktoren können die Rabattmöglichkeiten und ebenso die Sanktionen, die bei zu unrecht gewährten Rabatten drohen, variieren (vgl. Stadler (2008, S. 50)).

Von der WPV werden die nachfolgenden zwölf „weichen“ Tariffaktoren nach § 29 Abs. 2 a bis 2 k und 2 m TB im Rahmen der Tarifierung von Personenkraftwagen eingesetzt. Die „weichen“ Tariffaktoren mit den Nummern (1) bis (7) wurden bereits in den älteren Tarifbestimmungen (§§ 29 a bis 29 c TB 2003) verwendet, wenn auch teilweise in einer anderen Ausgestaltung. Die WPV ist dem Markttrend

gefolgt und hat innerhalb von vier Jahren fünf weitere „weiche“ Tariffaktoren in ihre Tarifbestimmungen aufgenommen (§ 29 Abs. 2 h bis 2 k und 2 m TB):

- (1) Jährliche Fahrleistung: Der Beitrag in der Kraftfahrthaftpflicht- und der Fahrzeugversicherung für Personenkraftwagen hängt von der jährlichen Fahrleistung ab (§ 29 Abs. 2 a TB). Bei Wenigfahrern bis zu einer jährlichen Fahrleistung von ca. 12.000 km werden von den Versicherern Abschläge und ab ca. 25.000 km Zuschläge auf den Basisbeitrag erhoben (vgl. Lammers (2006, S. 219)). Aktuell wird diskutiert, ob der jährliche CO₂-Ausstoss eines Kraftfahrzeugs die jährliche Fahrleistung als Tariffaktor bei der Berechnung des Bruttobeitrags in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung ersetzen soll (vgl. o. V. (2008d), vgl. Schickling (2008)).
- (2) Fahrzeugalter: In Abhängigkeit von dem Fahrzeugalter bei der Zulassung auf den Versicherungsnehmer werden Ab- oder Zuschläge auf den Basisbeitrag in der Kraftfahrthaftpflicht- und Fahrzeugversicherung für Personenkraftwagen eingeräumt (§ 29 Abs. 2 b TB). In der Regel werden für jüngere Fahrzeuge und Fahrzeuge über 20 Jahren Abschläge, für Fahrzeuge zwischen 4 bis 20 Jahren Zuschläge auf den Basisbeitrag erhoben (vgl. Lammers (2006, S. 219)).
- (3) Wohneigentum: Abschläge auf den Basisbeitrag werden in der Kraftfahrthaftpflicht- und Fahrzeugversicherung für privat genutzte Personenkraftwagen gewährt, wenn der Versicherungsnehmer Eigentümer einer privat genutzten Immobilie (Ein-, Mehrfamilienhaus oder Eigentumswohnung) ist und diese auch selbst bewohnt (§ 29 Abs. 2 c TB).
- (4) Stellplatz: Ein regelmäßiges nächtliches Abstellen auf einem Stellplatz führt in der Kraftfahrthaftpflicht- und Fahrzeugversicherung für privat genutzte Personenkraftwagen zu einem Abschlag (§ 29 Abs. 2 d TB).
- (5) Fahrerkreis: Der Beitrag in der Kraftfahrthaftpflicht- und Fahrzeugversicherung für privat genutzte Personenkraftwagen richtet sich nach den benannten Fahrern des Fahrzeugs. Dazu werden grundsätzlich auch Personen gezählt, die das Fahrzeug nur gelegentlich nutzen. Die Nutzung durch den Ehe-/ Lebenspartner und die Eltern bzw. die Kinder des Versicherungsnehmers ist zulässig, sofern diese Personen mindestens 23 Jahre alt sind (§ 29 Abs. 2 e TB). Bei einem eingeschränkten namentlich benannten Nutzerkreis, z. B. der Nutzung nur durch den Versicherungsnehmer und seinen Partner, und bei Überschreitung des Mindestalters von 23 Jahren werden Abschläge gewährt (vgl. Lammers (2006, S. 219)).
- (6) Familie: Ausschließlich in der Fahrzeugversicherung für privat genutzte Personenkraftwagen wird ein Abschlag auf den zu entrichtenden Beitrag gewährt,

wenn ein Kind, das mit dem Versicherungsnehmer in häuslicher Gemeinschaft lebt, unter 16 Jahre alt ist (§ 29 Abs. 2 f TB).

- (7) Fahreralter: Die Beiträge in der Kraftfahrthaftpflicht- und Fahrzeugversicherung für privat genutzte Personenkraftwagen orientieren sich an dem Alter der Fahrer. Dabei wird grundsätzlich auch das Alter der Personen berücksichtigt, die das Fahrzeug nur gelegentlich nutzen. Bei benannten Fahrern, die ihr Geburtsdatum angegeben haben, wird das Alter jährlich neu berechnet, und der Beitrag wird zu Beginn der nächsten Versicherungsperiode entsprechend angepasst. Im Falle einer Beitragserhöhung besitzt der Versicherungsnehmer ein außerordentliches Kündigungsrecht (§ 29 Abs. 2 g TB). In den älteren Tarifbestimmungen wird gemäß § 29 c Nr. 4 TB 2003 ein Abschlag auf den Beitrag gewährt, wenn das Fahrzeug ausschließlich von Fahrern genutzt wird, die mindestens 23 Jahre alt sind und mindestens in der SF-Klasse 1/2 eingestuft sind. Eine jährliche Anpassung des Lebensalters ist in den älteren Tarifbestimmungen nicht vorgesehen. Von daher wird dem Versicherungsnehmer in § 29 c Nr. 4 TB 2003 auch kein außerordentliches Kündigungsrecht eingeräumt.
- (8) Alter des Versicherungsnehmers: Neben dem Fahreralter beeinflusst auch das Alter des Versicherungsnehmers die Beiträge in der Kraftfahrthaftpflicht- und Fahrzeugvollversicherung für privat genutzte Personenkraftwagen. Auch das Alter des Versicherungsnehmers wird jährlich neu berechnet, und der Beitrag wird zu Beginn der nächsten Versicherungsperiode entsprechend angepasst. Im Falle einer Beitragserhöhung hat der Versicherungsnehmer ein außerordentliches Kündigungsrecht (§ 29 Abs. 2 i TB).
- (9) Mitarbeiter von Automobilherstellern (sog. „Werksangehörige“): Der Beitrag in der Fahrzeugvollversicherung für Personenkraftwagen wird ermäßigt, wenn der Versicherungsnehmer bei einem Automobilhersteller arbeitet, das zu versichernde Fahrzeug fabrikneu und auf ihn zugelassen ist (§ 29 Abs. 2 h TB).
- (10) Berufsstand und Branche: Die Beiträge in der Kraftfahrthaftpflicht- und Fahrzeugversicherung für privat genutzte Personenkraftwagen bemessen sich nach der beruflichen Stellung des Versicherungsnehmers. Maßgeblich sind hierbei der Berufsstand und die Branche (§ 29 Abs. 2 j TB).
- (11) Begleitetes Fahren ab 17 Jahre: Hat der Fahrer an der Ausbildung „Begleitetes Fahren ab 17“ teilgenommen, wird ein Abschlag auf den Basisbeitrag in der Kraftfahrthaftpflicht- und Fahrzeugversicherung für privat genutzte Personenkraftwagen gewährt (§ 29 Abs. 2 k TB).
- (12) Kasko-Anbindung: Ein Zuschlag wird auf den Basisbeitrag in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung für Personenkraftwagen erhoben, wenn der Versiche-

rungsnehmer nicht gleichzeitig auch eine Fahrzeugversicherung abgeschlossen hat (§ 29 Abs. 2 m TB).

Der Versicherungsnehmer hat dem Versicherer unverzüglich mitzuteilen, wenn Änderungen zu den in § 29 Abs. 2 a bis 2 k und 2 m TB genannten „weichen“ Tariffaktoren eingetreten sind. Beispielsweise liegt eine Veränderung der jährlichen Fahrleistung gemäß § 29 Abs. 4 TB dann vor, wenn sich die jährliche Fahrleistung um mehr als 20 %, mindestens aber 3.000 km geändert hat. Kommt der Versicherungsnehmer dieser Pflicht nicht nach, wird der Beitrag rückwirkend zum Beginn der laufenden Versicherungsperiode so berechnet, als hätte der Versicherungsnehmer bei den betroffenen „weichen“ Tariffaktoren die für ihn ungünstigsten Angaben gemacht (§ 29 Abs. 4 TB). In den älteren Tarifbestimmungen ist in diesem Fall nur vorgesehen, dass der gewährte Rabatt rückwirkend zum Beginn der laufenden Versicherungsperiode entfällt (§ 29 c S. 4 TB 2003). Diese Regelung gilt in den älteren Tarifbestimmungen selbst dann, wenn der Versicherungsnehmer vorsätzlich falsche Angaben gemacht hat (§ 29 c S. 5 TB 2003). In den neuen TB ist bei schuldhafter Falschangabe vorgesehen, dass der Beitrag rückwirkend zum Beginn der laufenden Versicherungsperiode nach den tatsächlich vorliegenden Angaben berechnet wird (§ 29 Abs. 6 S. 1 TB).

Der Versicherer beruft sich bei Falschangaben des Versicherungsnehmers nicht auf seine Leistungsfreiheit im Schadenfall, sondern kann in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung eine Beteiligung an seiner Entschädigungsleistung an den geschädigten Dritten und in der Fahrzeugversicherung eine zusätzliche Selbstbeteiligung von jeweils bis zu 500 € gegenüber dem Versicherungsnehmer geltend machen (§ 29 Abs. 6 S. 2 TB).

Abgesehen von den von der WPV verwendeten „weichen“ Tariffaktoren sind eine Fülle weiterer ideenreicher Kundencharakteristika in den PKW-Tarifen verbreitet.

Morawetz (2004) hat im Jahr 2004 mit Hilfe des Tarifvergleichsystems NAFI-Kfz-Kalkulator der NAFI Unternehmensberatung GmbH & Co KG den Verbreitungsgrad zusätzlicher „weicher“ Tariffaktoren auf dem Kraftfahrtversicherungsmarkt untersucht. Er analysierte 79 PKW-Tarife und Produktvarianten, die einen Marktanteil von über 95 % abdeckten, unterteilte die verwendeten „weichen“ Tariffaktoren in 24 Gruppen und nahm ein Ranking nach der Anzahl der Unternehmenstarife vor, in denen der jeweils betrachtete „weiche“ Tariffaktor berücksichtigt wurde (s. Tabelle 3.7). Es zeigte sich, dass die Tariffaktoren Fahrzeugalter, jährliche Fahrleistung, Identität von Fahrzeughalter und Versicherungsnehmer sowie Stellplatz des Fahrzeugs in 70 % der analysierten PKW-Tarife Anwendung fanden. Allerdings wurden von den 24 untersuchten „weichen“ Tariffaktoren nie mehr als 14 gleichzeitig in einem Tarif eingesetzt, und einzelne Versicherer begnügten sich auch damit, nur 4 zusätzliche „weiche“ Tariffaktoren zu verwenden. Das bedeutet, dass die Anzahl der

| Rang | „Weicher“ Tariffaktor | TB 2003 | TB 2007 |
|------|--|---------|---------|
| 1 | Fahrzeugalter | X | X |
| 2 | Jährliche Fahrleistung | X | X |
| 3 | Identität von Halter und Versicherungsnehmer | | |
| 4 | Stellplatz des Fahrzeugs | X | X |
| 5 | Wohneigentum | X | X |
| 6 | Alter der Fahrer | X | X |
| 7 | Berufsgruppe | | X |
| 8 | Fahrerkreis | X | X |
| 9 | Treue des Kunden (Abschluss weiterer Verträge in anderen Versicherungssparten, bisherige Vertragslaufzeit) | | |
| 10 | Nutzungsart | | |
| 11 | Familie | X | X |
| 12 | Alter des Versicherungsnehmers | | X |
| 13 | Risikogruppe (Fahrgebiet etc.) | | |
| 14 | Sonstige PKW-Eigenschaften | | |
| 15 | Zahlungsweise und Inkassoart | | |
| 16 | Besitz eines Zweitwagens | | |
| 17 | Führerscheindauer | | |
| 18 | Kasko-Anbindung | | X |
| 19 | Postleitzahl des Wohnortes des Versicherungsnehmers | | |
| 20 | Bahncardbesitz | | |
| 21 | Mitgliedschaften und Verbände | | X |
| 22 | Familienstand und Geschlecht | | |
| 23 | Teilnahme an einem Sicherheitstraining | | |
| 24 | Vorsteuerabzugsberechtigung | | |

Tabelle 3.7: Verbreitung „weicher“ Tariffaktoren in PKW-Tarifen und Abgleich mit den Tarifbestimmungen der WPV (angelehnt an Morawetz (2004, S. 4))

im Kraftfahrtversicherungsmarkt eingesetzten „weichen“ Tariffaktoren im Jahr 2004 sehr stark differierte (vgl. Morawetz (2004, S. 4 f.)).

Die WPV belohnt mittlerweile auch die Teilnahme an der Ausbildung „Begleitetes Fahren ab 17 Jahre“ mit einem Rabatt, der noch in dem Ranking der in 2004 marktweit verbreiteten „weichen“ Tariffaktoren in Tabelle 3.7 fehlt. In Tabelle 3.7 ist zudem gekennzeichnet, welche „weichen“ Tariffaktoren von der WPV in ihren Tarifbestimmungen in den Jahren 2003 und 2007 verwendet wurden. Diese werden später in Kapitel 5 zur Erklärung und Prognose des Stornoverhaltens von Hauptfälligkeitswechslern in der Kraftfahrtversicherung herangezogen. Einige von der WPV nicht primär zur Tarifierung in der Kraftfahrtversicherung benutzte Merkmale, wie

z. B. die Treue des Versicherungsnehmers, dessen Zahlungsweise und Inkassoart sowie sein Geschlecht, standen in der Datenbank der WPV ebenfalls zur Verfügung und konnten im Rahmen der Stornoanalysen genutzt werden.

3.4 Zeitlicher Rahmen eines Kraftfahrtversicherungsvertrages

3.4.1 Vertraglicher Versicherungsbeginn

Der Begriff *Versicherungsbeginn* ist nicht eindeutig und kann drei verschiedene Zeitpunkte im Zusammenhang mit dem Abschluss eines Versicherungsvertrages bezeichnen. Im deutschen Versicherungsvertragsrecht wird zwischen dem technischen, dem formellen und dem materiellen Beginn eines Versicherungsvertrages unterschieden.

Technischer Beginn

Beim *technischen Beginn* handelt es sich um den Beginn des Zeitraums, für den der Versicherer den Beitrag als Entgelt für den Versicherungsschutz berechnet (vgl. Miebach (1990, S. 11)). Der technische Versicherungsbeginn ist im Versicherungsschein dokumentiert. Er markiert den Zeitpunkt, den sich der Antragsteller als Beginn wünscht, und von dem an er sein Fahrzeug benutzen möchte. Dies ist i. d. R. der Zeitpunkt, zu dem das zu versichernde Fahrzeug zum Verkehr zugelassen oder auf den Antragsteller bei der Zulassungsstelle umgemeldet wird. Dem technischen Beginn kommt daher eine hohe praktische Bedeutung zu.

Formeller Beginn

Der *formelle Beginn* ist der Zeitpunkt des Vertragsabschlusses. Ein Kraftfahrtversicherungsvertrag kommt wie andere Verträge dadurch zustande, dass die eine Partei ein Angebot abgibt und die andere dieses annimmt (§§ 145 ff. BGB). Mit dem Übersenden des Versicherungsscheins, der inhaltlich dem Antrag folgt, gibt der Versicherer seine Annahmeerklärung konkludent ab (vgl. Müringer (2005, S. 52)). Nach Ablauf einer Widerrufsfrist von zwei Wochen nach Zugang des Versicherungsscheins hat der Versicherungsnehmer nach § 33 Abs. 1 i. V. m. § 8 VVG den Erstbeitrag unverzüglich zu entrichten.

Nach dem seit 01.01.2008 gültigen neuen VVG muss dem Versicherungsnehmer rechtzeitig vor der Antragstellung ein Paket gesetzlich vorgeschriebener Unterlagen vom Versicherer ausgehändigt worden sein (§ 7 VVG i. V. m. §§ 1 ff. VVG-InfoV). Man spricht vom sog. „Antragsmodell“. Zu den Informationen vor Antragstellung gehören ein Produktinformationsblatt mit den wesentlichen Merkmalen des Versicherungsvertrages (§ 4 VVG-InfoV), Versicherungsinformationen mit Angaben zum

Versicherer, zum Zustandekommen des Versicherungsvertrages, zum Widerrufsrecht und dem Hinweis auf die Beschwerdemöglichkeit beim Ombudsmann (§ 1 VVG-InfoV) sowie die Allgemeinen Versicherungsbedingungen inkl. der Tarifbestimmungen (§ 1 Nr. 6 a VVG-InfoV). Die Vorverlagerung der Informationspflicht auf den Zeitpunkt der Antragstellung stellt eine entscheidende Änderung zu dem alten VVG dar, das nach § 5 a VVG a. F. das Aushändigen der Informationsunterlagen mit der Police zuließ (sog. „Policenmodell“) (vgl. Stadler (2008, S. 26 f.)).

Obwohl es die gängige Praxis ist, dass der Versicherungsnehmer den Antrag stellt und der Versicherer nach Prüfung des Risikos die Annahme erklärt, kann es Situationen geben, in denen es für den Vermittler schwierig ist, die gesetzliche Forderung nach Aushändigung des Informationspakets vor der Antragstellung zu erfüllen. Eine alternative Vertragsschlusslösung bietet das sog. „Invitativmodell“. Der potentielle Kunde bekundet dabei im Verkaufsgespräch lediglich sein Interesse an einem Angebot des Versicherers und bittet den Versicherer um Abgabe eines verbindlichen Angebots (sog. „*invitatio ad offerendum*“). Dieses Vertragsschlussverfahren erfüllt die gesetzlichen Anforderungen des § 7 VVG, da der potentielle Kunde alle erforderlichen Unterlagen mit dem verbindlichen Angebot des Versicherers erhält und seine Vertragserklärung erst nach Erhalt der Unterlagen abgeben muss. Beim Invitativmodell findet also ein „Umdrehen des Vertragsschlusses“ statt (vgl. Stadler (2008, S. 29 f.)). Das Widerrufsrecht des Versicherungsnehmers beginnt in diesem Fall erst mit dem Zugang der Vertragserklärung beim Versicherer (vgl. Stadler (2008, S. 34)).

Materieller Beginn

Der für den Versicherungsnehmer wichtigste Beginn ist der *materielle Beginn*, weil damit der Versicherungsschutz und die Risikotragung durch den Versicherer beginnt. Der Versicherungsschutz beginnt erst dann, wenn nach Zugang des Versicherungsscheins (formeller Beginn) der Erstbeitrag inkl. Versicherungsteuer entrichtet worden ist (§ 37 Abs. 2 VVG), es sei denn, dass für den Beginn der Versicherung ein späterer Zeitpunkt vereinbart worden ist. Dann tritt der Versicherungsschutz auch bei einer vorherigen Zahlung erst mit diesem Tag in Kraft (§ 1 Abs. 1 AKB). Man spricht vom sog. „Einlösungsprinzip“: Solange der Erstbeitrag nicht entrichtet ist, ist der Versicherer nicht zur Leistung verpflichtet (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 125)).

In der Kraftfahrtversicherung kann es zweckmäßig sein, den Beginn eines Versicherungsvertrages *rückzudatieren*. Eine sog. *technische Rückdatierung* kann entsprechende Folgen in der Beitragseinstufung der Kraftfahrthaftpflicht- und Fahrzeugvollversicherung haben. Sie ist abzugrenzen von der *Rückwärtsversicherung* nach § 2 VVG, bei der der materielle vor dem formellen Beginn der Versicherung liegt. Die Rückwärtsversicherung ist in den AKB nicht geregelt und in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung wegen der in § 1 Abs. 2 AKB geregelten Möglichkeit einer vorläufigen Deckungszusage auch nicht notwendig. Außerhalb der Kraftfahrt-

haftpflichtversicherung ist die Situation anders: In der Fahrzeug- und Kraftfahrt-Unfallversicherung ist eine Rückwärtsversicherung ausdrücklich zu vereinbaren (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 125 f.)). Die unterschiedlichen Regelungen für den Zeitpunkt des Beginns des Versicherungsschutzes innerhalb des einheitlichen Produkts der Kraftfahrtversicherung sind für einen Versicherungsnehmer nicht nachzuvollziehen. Aus diesem Grund muss der Versicherer den Versicherungsnehmer bei Antragstellung ausdrücklich davon in Kenntnis setzen, dass die vorläufige Deckungszusage nur für die Kraftfahrthaftpflichtversicherung Gültigkeit besitzt (vgl. Stadler (2008, S. 36)).

Der *Vertrag über die vorläufige Deckung* ist ein rechtlich selbständiger Vertrag, der für eine kurze, theoretisch unbestimmte Zeit – marktüblich sind jedoch etwa 6 Wochen – abgeschlossen wird und dem eigentlichen Hauptvertrag vorangeht (vgl. Miebach (1990, S. 11)). Dem widerspricht nicht, dass der Beitrag für die vorläufige Deckung und den sich anschließenden Hauptvertrag i. d. R. in einer Summe vom Versicherer geltend gemacht wird. Dieses Rechtsinstitut schließt die zwischen dem technischen und dem materiellen Beginn bestehende „Lücke“ im Versicherungsschutz, denn ein Versicherungsnehmer möchte i. d. R. sein Fahrzeug bereits mit dem Tag der Zulassung oder der Ummeldung nutzen, d. h. bevor der Versicherungsschein vorliegt und eingelöst werden kann. In der Kraftfahrthaftpflichtversicherung gilt die Aushändigung der Versicherungsbestätigung (sog. „Deckungskarte“) bzw. seit dem 01.03.2008 auch die Übermittlung der elektronischen Versicherungsbestätigung (eVB) gemäß § 1 Abs. 3 AKB als Zusage einer vorläufigen Deckung. Mit der Vorlage oder Übermittlung der Versicherungsbestätigung an die entsprechende Zulassungsstelle fallen der formelle und der technische Versicherungsbeginn zusammen. Alle drei Zeitpunkte für einen Vertragsbeginn sind identisch, wenn der Versicherungsschutz mit der Zulassung auch sofort beginnen soll; was i. d. R. der Fall sein wird (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 126), vgl. Müringer (2005, S. 54)).

Der gesonderte Vertrag über die vorläufige Deckung fällt mit dem Einlösen des Versicherungsscheins als eigentlichem Hauptvertrag oder durch die Kündigung des Versicherers weg (§ 52 VVG). Die Beendigung der vorläufigen Deckung und der Beginn des Versicherungsschutzes im Hauptvertrag bleibt dem Versicherungsnehmer im Regelfall verborgen (vgl. Stadler (2008, S. 38)). Kündigt der Versicherer die vorläufige Deckung, muss er eine Frist von einer Woche einhalten. Ihm gebührt dann der anteilige Beitrag für die Dauer der vorläufigen Deckungszusage (§ 1 Abs. 4 und 5 AKB).

Bei einem normalen Ablauf vom Antrag zum Hauptvertrag folgen die drei verschiedenen Zeitpunkte des Versicherungsbeginns zeitlich aufeinander: Auf den technischen folgt der formelle Beginn, wobei sich an den formellen der materielle Beginn anschließt (s. Abbildung 3.2).

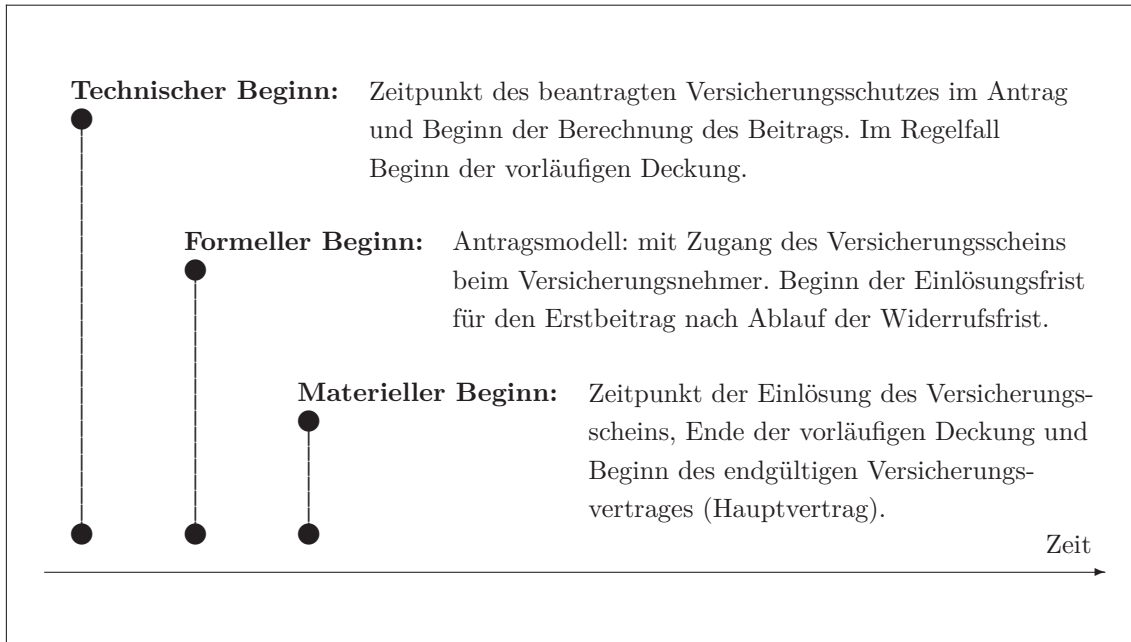


Abbildung 3.2: Vom Antrag zum Hauptvertrag (in Anlehnung an Müringer (2005, S. 53))

3.4.2 Gesetzliche und vertragliche Beendigungsmöglichkeiten

Da Versicherungsverträge typische Dauerschuldverhältnisse sind, ist es vom Gesetzgeber gewollt, dass die am Vertrag beteiligten Parteien nicht unbefristet an den Versicherungsvertrag gebunden sind. Jede Vertragspartei kann sich daher unter Einhaltung gesetzlicher und vertraglicher Vereinbarungen von dem eingegangenen Vertragsverhältnis lösen, was zu einem aus wirtschaftlicher Sicht erwünschten Wettbewerb führt (vgl. Lammers (2006, S. 123)).

Die Gründe für eine vorzeitige Auflösung sind vielfältig. So kann ein Versicherungsnehmer den Wunsch haben, seinen Kraftfahrtversicherungsvertrag zu beenden, weil er z. B. mit der Beratung durch den Versicherungsvermittler unzufrieden ist oder ein preiswerteres Angebot eines anderen Versicherers vorliegen hat. Er sollte dabei aber stets auf die Tarif- und Bedingungs Vielfalt der einzelnen Anbieter achten und prüfen, ob ein Wechsel des Versicherers zu gleichen oder besseren Konditionen führt. Aber auch der Versicherer sollte überprüfen, ob durch die Kündigung eines einzelnen Vertrages nicht möglicherweise die gesamte Kundenbeziehung gefährdet wird (vgl. Lammers (2006, S. 128 f.)).

Es entspricht dem *Kontinuitätsprinzip*, dass ein Versicherungsnehmer bei dem zulässigen Wechsel von einem zu einem anderen Versicherer i. d. R. keine finanziellen Einbußen erleiden darf, da der Vorversicherer verpflichtet ist, eine *Versichererwechselbescheinigung* in der Kraftfahrzeughaftpflicht- und Fahrzeugvollversicherung auszuhändigen, die Informationen über die bisherige Dauer des Versicherungsvertrages, die Anzahl der erreichten schadenfreien Jahre sowie die Anzahl der bisher versicherten Schäden enthält (§ 5 Abs. 7 PflVG, § 27 Nrn. 1 bis 6 TB, vgl. Müringer (2005, S. 288 f.)). Bei Abschluss eines Kraftfahrtversicherungsvertrages bei einem Nachversicherer wird der Versicherungsnehmer entsprechend der Informationen in der Versichererwechselbescheinigung eingestuft (§ 26 Abs. 1 TB). Falls der Versicherungsnehmer in einer der Schadenklassen S oder M beim Vorversicherer eingestuft war, wird er versuchen, diese Tatsache zu verschweigen, um vom Nachversicherer statt dessen in die günstigere SF-Klasse 1/2 eingestuft zu werden. Der Nachversicherer hat aber das Recht, eine Versichererwechselbescheinigung beim Vorversicherer abzufragen (§ 27 S. 3 TB). Einige Nachversicherer gehen aber mittlerweile zu der Praxis über, auf eine Vorversichereranfrage zu verzichten, um drohende Abwerbungsversuche des Vorversicherers auszuschließen. Die Einstufung des Versicherungsnehmers erfolgt dann auf Grundlage der letzten Beitragsrechnung und dessen Auskunft, wie viele Schäden er im letzten Jahr verursacht hat.

Mit dem Abschluss eines Kraftfahrtversicherungsvertrages ist dessen Laufzeit noch nicht vorhersehbar, da sowohl dem Versicherer als auch dem Versicherungsnehmer das Recht eingeräumt wird, den Vertrag frühzeitig aufzulösen. Ein Kraftfahrtversicherungsvertrag kann aber nicht zu jedem beliebigen Zeitpunkt aufgehoben werden, sondern nur in zwei vordefinierten Fällen: entweder (I) ordentlich oder (II) außerordentlich (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 133 ff.)).

Einschränkend wird für die detaillierte Untersuchung der Daten im Rahmen dieser Arbeit gefordert, dass der Versicherungsvertrag nicht zwischenzeitlich „ruhen“ darf. Die Sonderregelung in § 5 AKB, dass ein Versicherungsnehmer sein Fahrzeug für mindestens 14 Tage, aber nicht länger als 18 Monate und damit für einen vorübergehenden Zeitraum stilllegen kann, wandelt den Versicherungsvertrag i. d. R. in eine beitragsfreie Ruheversicherung mit eingeschränkten Versicherungsschutz um. Versicherungsschutz wird dann in der Kraftfahrthaftpflicht- und Fahrzeugteilversicherung gewährt (§ 5 Abs. 2 S. 1 AKB), wenn der Versicherungsnehmer sein Fahrzeug außerhalb des öffentlichen Verkehrs in einem Einstellraum oder einem umfriedeten Abstellplatz parkt (§ 5 Abs. 2 S. 2 AKB). Da mit der *vorübergehenden Stilllegung* (im neuen Zulassungsrecht als *Außerbetriebsetzung* bezeichnet) der Versicherungsvertrag zwar nicht endet, aber in einem nur sehr eingeschränkten Leistungsumfang fortgeführt wird, spielt die vorübergehende Stilllegung im weiteren Verlauf dieser Arbeit keine Rolle.

Die intensive Diskussion der einzelnen Beendigungsmöglichkeiten eines Versicherungsvertrages ist notwendig, da diese erhebliche Auswirkungen auf die Datengrundlage haben bzw. darauf, welche der vorhandenen Daten in die Untersuchung eingehen.

(I) Ordentliches Kündigungsrecht

Nach § 4 a Abs. 1 S. 1 AKB beträgt die Dauer eines Kraftfahrthaftpflichtversicherungsvertrages üblicherweise ein Jahr, wobei eine kürzere Vertragsdauer vereinbart werden kann. Dies bedeutet, dass der vereinbarte Ablauf i. A. nicht mehr als ein Jahr in der Zukunft liegt. In der Fahrzeugversicherung und der Kraftfahrt-Unfallversicherung könnten theoretisch auch längere Laufzeiten vereinbart werden, doch ist es weniger praktikabel, für die einzelnen Versicherungsarten der Kraftfahrtversicherung unterschiedliche Laufzeiten zu vereinbaren (vgl. Stadler (2008, S. 239)).

Falls die vereinbarte Vertragsdauer ein Jahr beträgt, verlängert sich der Vertrag automatisch um ein weiteres Jahr, wenn der Versicherungsnehmer nicht spätestens einen Monat vor dem Ablaufdatum aktiv wird und *ordentlich kündigt*. Da die meisten Kraftfahrthaftpflichtversicherungsverträge zum 01.01. eines jeden Jahres auslaufen, muss die Kündigung spätestens am 30.11. beim Versicherer eingegangen sein. Die ordentliche Kündigung setzt keinen Abwanderungsgrund voraus, lediglich die Einhaltung der einmonatigen Kündigungsfrist ist zu beachten. In der Kraftfahrthaftpflichtversicherung gilt die sog. „Verlängerungsklausel“ gemäß § 4 a Abs. 1 S. 2 AKB i. V. m. § 5 Abs. 5 S. 2 PflVG. Gäbe es eine solche Verlängerung nicht, müsste sich der Versicherungsnehmer jedes Jahr um neuen Versicherungsschutz kümmern. Die Verlängerungsklausel ist nach dem PflVG sogar zwingend zu vereinbaren, um zum Schutz des Verkehrsofopfers keine Lücke im Versicherungsschutz entstehen zu lassen (vgl. Lammers (2006, S. 124), vgl. Stadler (2008, S. 240)).

Die ordentliche Kündigung kann sich nach § 4 a Abs. 3 AKB auf den kompletten Versicherungsvertrag oder nur auf einzelne vereinbarte Versicherungsarten beziehen (z. B. nur auf die Fahrzeugversicherung). Beträgt die Vertragsdauer weniger als ein Jahr, liegt ein sog. „Rumpfversicherungsjahr“ vor, mit der Folge, dass der Vertrag ohne Kündigung zum Ablaufdatum endet (§ 4 a Abs. 1 S. 4 AKB). Eine Ausnahme von dieser Vorschrift besteht dann, wenn die Vertragsdauer nur deshalb weniger als ein Jahr beträgt, weil als Beginn des nächsten Versicherungsjahres ein vom Vertragsbeginn abweichendes Datum (z. B. der 01.01. des nächsten Kaldenderjahres) vereinbart wurde (§ 4 a Abs. 1 S. 3 AKB). Das ordentliche Kündigungsrecht des Versicherers zum Ablaufdatum entspricht dem des Versicherungsnehmers.

(II) Außerordentliche Beendigungen

Neben der ordentlichen Kündigung gibt es mehrere Möglichkeiten, durch die ein Kraftfahrtversicherungsvertrag *außerordentlich* beendet werden kann. Im Falle einer außerordentlichen Beendigung kann das Vertragsverhältnis auch unterjährig en-

den, während bei der ordentlichen Kündigung der Versicherungsvertrag im Regelfall zum 01.01. des nächsten Kalenderjahres endet. Außerdem setzt die außerordentliche Vertragsbeendigung im Gegensatz zu einer ordentlichen Kündigung zwingend einen Grund voraus. Es gibt zwei Ausformungen einer außerordentlichen Beendigung: zum einen (II.1) außerordentliche Kündigungsrechte und zum anderen (II.2) außerordentliche Beendigungen, die keiner Kündigung bedürfen.

(II.1) Außerordentliche Kündigungsrechte

Zu den *außerordentlichen Kündigungsrechten*, die zum Teil nur von einer Vertragspartei ausgeübt werden können, gehören:

- (a) die Kündigung im Schadenfall,
- (b) die Kündigung nach einer Erhöhung des Tarifbeitrags,
- (c) die Kündigung nach einer Bedingungsanpassung,
- (d) die Veräußerung des versicherten Fahrzeugs und
- (e) sonstige außerordentliche Kündigungsrechte.

(II.1.a) Kündigung im Schadenfall

Das außerordentliche Kündigungsrecht im Schadenfall gibt dem Versicherungsnehmer die Möglichkeit, das Vertragsverhältnis z. B. bei Unzufriedenheit mit der Schadenabwicklung des Versicherers zu lösen. Dieses Recht hat auch der Versicherer, um sich z. B. zum Zwecke der Bestandssanierung von Versicherungsnehmern, die durch viele gemeldete Schadenfälle in der Vergangenheit negativ aufgefallen sind, zu trennen (§ 4 b Abs. 1 S. 1 AKB). Die Kündigung muss innerhalb eines Monats nach Abschluß der Verhandlungen über die Entschädigung dem Versicherer bzw. dem Versicherungsnehmer zugehen. Während der Versicherer eine Kündigungsfrist von einem Monat einzuhalten hat, damit sich der Versicherungsnehmer innerhalb der gesetzten Frist um eine Anschlussversicherung kümmern kann, hat der Versicherungsnehmer im Schadenfall das Recht, zu jedem beliebigen Zeitpunkt innerhalb des laufenden Versicherungsjahres zu kündigen (§ 4 b Abs. 2 AKB).

Die Kündigung im Schadenfall dürfte nach der Reform des VVG zum 01.01.2008 durch den Wegfall des sog. „Grundsatzes der Unteilbarkeit der Prämie“ in Zukunft an Bedeutung gewinnen. Unter der Gültigkeit des alten VVG war das Kündigungsrecht des Versicherungsnehmers im Schadenfall sehr ausgehöhlt. Kündigte der Versicherungsnehmer im Schadenfall, so hatte der Versicherer einen Beitragsanspruch bis zum Ende des laufenden Versicherungsjahres, i. d. R. bis zum 31.12. (§ 4 b Abs. 3 S. 1 AKB 2003). Unter diesen Umständen hatte es für den Versicherungsnehmer meist wenig Sinn, sich nach einem Schadenfall frühzeitig von dem Versicherer zu

trennen. War der Versicherungsnehmer mit der Abwicklung seines Versicherers im Schadenfall unzufrieden, wartete er statt dessen bis zum Vertragsablauf, um ordentlich zu kündigen (vgl. Bauer (2002, S. 33), vgl. Stadler (2008, S. 240 f.)). Diese von Verbraucherschützern in der Vergangenheit stark kritisierte gesetzliche Regelung ist mit der Reform des Versicherungsvertragsrechts entfallen. Danach hat der Versicherer gemäß § 39 Abs. 1 S. 1 VVG nur noch einen Beitragsanspruch bis zum Wirksamwerden der Kündigung.

(II.1.b) Kündigung nach einer Erhöhung des Tarifbeitrags

Um die dauerhafte Erfüllbarkeit aus den Versicherungsverträgen in der Kraftfahrtversicherung sicherstellen zu können, muss der Versicherer während der Laufzeit des Vertrages das Tarifniveau entsprechend dem sich verändernden Schadensgeschehen anpassen, was zu einer Beitragserhöhung führen und damit ein außerordentliches Kündigungsrecht des Versicherungsnehmers auslösen kann (§§ 9 a und 9 b AKB). Gründe für eine *Tarifänderung* liegen in den folgenden drei Fällen vor:

- (1) Der Versicherer kann die Regelungen für die Anwendung der Tariffaktoren ändern, aufheben oder neue Tariffaktoren einführen. Die Änderungen werden von Beginn des nächsten Versicherungsjahres an wirksam (§ 6 Abs. 3 und 4 TB).
- (2) Ein unabhängiger Treuhänder ordnet jährlich in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung und in der Fahrzeugversicherung die Zulassungsbezirke den Regionalklassen und die Fahrzeugtypen den Typklassen neu zu (vgl. Unterabschnitt 3.3.2). Die Veränderungen in der Zuordnung zu den Regional- bzw. Typklassen werden ab Beginn des nächsten auf den 31.12. folgenden Versicherungsjahres wirksam (§§ 11 und 12 TB).
- (3) Das Lebensalter der benannten Fahrer, die ihr Geburtsdatum angegeben haben, und des Versicherungsnehmers wird jährlich neu berechnet (vgl. Unterabschnitt 3.3.2). Der zu entrichtende Beitrag wird jeweils zu Beginn des nächsten Versicherungsjahres entsprechend des veränderten Lebensalters angepasst (§ 29 Abs. 2 g und 2 i TB).

Bei einer Tarifänderung bleibt der Versicherungsschutz unverändert (vgl. Lammers (2006, S. 126)). Führt eine Tarifänderung zu einer *Erhöhung des Tarifbeitrags*, muss der Versicherer dem Versicherungsnehmer dies spätestens einen Monat, bevor diese wirksam wird, mitteilen (§ 9 a Abs. 2 AKB). Der Versicherungsnehmer hat dann das Recht, den Vertrag innerhalb eines Monats nach Zugang der Mitteilung des Versicherers außerordentlich zu kündigen.

Für das Kündigungsrecht genügt eine Erhöhung des Beitrags um einen Cent (vgl. Lammers (2006, S. 126)). In der Fahrzeugversicherung besteht zusätzlich noch die

Möglichkeit, den Versicherungsvertrag in eine andere tarifgemäße Deckungsform umzuwandeln (z. B. höhere Selbstbeteiligung, Teilkasko- anstelle von Vollkaskoschutz) (vgl. BWV (2002), S. 1119).

Der Vertrag endet zu dem Zeitpunkt, an dem die Beitragserhöhung wirksam werden würde (§ 9 b Abs. 1 S. 1 AKB). Da Tarifierhöhungen zum Beginn des nächsten Versicherungsjahres, also i. A. zum 01.01. eines Kalenderjahres, in Kraft treten (§ 9 a Abs. 1), muss die Mitteilung über die Erhöhung dem Versicherungsnehmer spätestens bis zum 30.11. zugegangen sein. Der Versicherungsnehmer kann dann innerhalb von einem Monat kündigen. Wenn der Versicherungsnehmer nicht bis zum 30.11. ordentlich gekündigt hat, hat er im Falle einer Tarifierhöhung somit die Möglichkeit, noch nachträglich im Dezember seinen Vertrag außerordentlich zu kündigen.

Bei einer Änderung, Aufhebung oder Einführung von Tariffaktoren nach § 6 Abs. 3 TB kann der Versicherungsnehmer einzelne Versicherungsarten oder den gesamten Versicherungsvertrag nach § 9 b Abs. 2 S. 1 AKB selbst dann kündigen, wenn damit keine Beitragserhöhung verbunden ist (vgl. BWV (2002), S. 1119). Gemäß § 9 a Abs. 3 S. 2 AKB entfällt das Kündigungsrecht des Versicherungsnehmers, wenn er nach § 6 Abs. 2 TB Gefahrenmerkmale, die einen Einfluss auf die Beitragsberechnung haben, verändert oder die Änderung der Zuordnung zu einer Regional- oder Tarifgruppe (§§ 8 und 10 TB) aufgrund des Schadenverlaufs des konkreten Versicherungsvertrages selbst hervorgerufen hat.

(II.1.c) Kündigung nach einer Bedingungsanpassung

Neben einer Tarifänderung kann der Versicherer auch einseitig *Bedingungsanpassungen* vornehmen. Zum einen ist der Versicherer in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung verpflichtet, den Leistungsumfang auf Grund von Gesetzen oder Verordnungen anzupassen (§ 9 c Abs. 1 AKB). Ein solches Beispiel ist etwa die Pflicht zur Erhöhung der gesetzlich vorgeschriebenen Mindestversicherungssummen nach dem PflVG. Wird für die Gewährung eines erweiterten Versicherungsschutzes vom Versicherer ein erhöhter Beitrag gefordert, so kann der Versicherungsnehmer den Versicherungsvertrag innerhalb eines Monats nach Zugang der Mitteilung zu dem Zeitpunkt kündigen, zu dem die Änderung wirksam werden würde (§ 9 c Abs. 2 S. 1 AKB).

Zum anderen kann ein geändertes bzw. neues Gesetz oder eine Veränderung in der Rechtsprechung, die unmittelbar Auswirkung auf den Versicherungsvertrag hat, eine Anpassung der Versicherungsbedingungen erforderlich machen (§ 9 d Abs. 1 AKB). Auch in diesem Fall wird dem Versicherungsnehmer ein außerordentliches Kündigungsrecht eingeräumt. Er muss innerhalb von sechs Wochen nach Zugang der Mitteilung zu dem Zeitpunkt kündigen, an dem die Bedingungsanpassung in Kraft treten würde. Der Versicherungsnehmer kann sein Kündigungsrecht auch dann ausüben, wenn sich der Beitrag infolge der Bedingungsanpassung nicht erhöht hat (§ 9 d Abs. 2 S. 3 AKB).

(II.1.d) Veräußerung des versicherten Fahrzeugs

Wenn der Versicherungsnehmer das versicherte Fahrzeug nach § 6 Abs. 1 S. 1 AKB i. V. m. § 95 Abs. 1 VVG veräußert, tritt der Erwerber in die Rechte und Pflichten des Versicherungsnehmers aus dem Versicherungsvertrag ein. Dies gilt jedoch nicht für die Kraftfahrt-Unfallversicherung (§ 6 Abs. 1 S. 2 AKB). Mit dieser Regelung soll vermieden werden, dass der Erwerber, wenn auch nur für eine kurze Zeitspanne, keinen Versicherungsschutz hat (vgl. Stadler (2008, S. 244)).

Die Veräußerung wird wirksam, sobald die Übereignung des Kraftfahrzeugs nach § 929 BGB stattgefunden hat. Der Versicherer und der Erwerber – nicht aber der Versicherungsnehmer selbst – haben im Falle der Veräußerung ein außerordentliches Kündigungsrecht (§ 6 Abs. 2 S. 1 AKB). Dieses muss innerhalb eines Monats ausgeübt werden, und zwar vom Erwerber, nachdem er das Fahrzeug erworben hat bzw. vom Bestehen der Versicherung Kenntnis erlangt hat, und vom Versicherer, nachdem er von der Veräußerung Kenntnis erlangt hat. Der Erwerber kann nur mit sofortiger Wirkung oder zum Ende des laufenden Versicherungsjahres, der Versicherer mit einer Frist von einem Monat kündigen (§ 6 Abs. 2 S. 2 und 3 AKB i. V. m. § 96 Abs. 1 und 2 VVG).

In der Praxis werden Versicherungsverträge nach einer Veräußerung vom Versicherer oder dem Erwerber nur selten gekündigt, da meist eine Sonderregelung zur Beendigung des Versicherungsvertrages führt, ohne dass es einer ausdrücklichen Kündigung bedarf. Es gilt nämlich als automatische Kündigung des Erwerbers, wenn er eine neue Kraftfahrtversicherung inkl. vorläufiger Deckung gemäß § 6 Abs. 2 S. 4 AKB abschließt (vgl. BWV (2002), S. 1121). Weil der Käufer bei der Zulassungsstelle stets eine vorläufige Deckung vorlegen muss, um das gekaufte Fahrzeug auf sich ummelden zu können, enden die meisten Versicherungsverträge nach einer Veräußerung automatisch (vgl. Boudon (2003, S. 108), vgl. Stadler (2008, S. 245)). Trotz dieses Automatismus müssen der Veräußerer und der Erwerber dem Versicherer den Fahrzeugverkauf anzeigen (§ 6 Abs. 1 S. 4 AKB). Unterbleibt die Anzeige, droht der Verlust des Versicherungsschutzes nach § 97 Abs. 1 S. 1 VVG. Die Möglichkeiten des Versicherers, sich bei einer unterbliebenen Anzeige auf die Leistungsfreiheit im Schadenfall zu berufen, wurden im neuen VVG deutlich eingeschränkt. Nach § 97 Abs. 1 S. 2 VVG muss er nachweisen, dass er den mit dem Veräußerer geschlossenen Versicherungsvertrag mit dem Erwerber nicht abgeschlossen hätte.

Nach § 6 Abs. 1 S. 3 AKB haften Verkäufer und Käufer als Gesamtschuldner für den Beitrag, der auf das laufende Versicherungsjahr entfällt. Kündigung der Käufer oder der Versicherer, so hat der Versicherer nur einen Anspruch auf den zeitanteilig entfallenden Beitrag (§ 6 Abs. 3 S. 1 AKB). Wenn der Versicherungsnehmer anstelle des veräußerten Fahrzeugs ein neues Fahrzeug versichert, so richtet sich die Einstufung des Versicherungsvertrages nach der Anzahl der schadenfreien Jahre, die sich zum Zeitpunkt des Fahrzeugwechsels aus dem Rabattgrundjahr ergeben (§ 25

Abs. 1 S. 1 TB). Das *Rabattgrundjahr* ist nach § 25 Abs. 1 S. 2 TB das erste als schadenfrei geltende Kalenderjahr. Der Versicherungsnehmer kann für sein neues Fahrzeug einen Versicherungsvertrag bei dem alten Versicherer abschließen oder zu einem neuen Versicherer wechseln.

(II.1.e) Sonstige außerordentlichen Kündigungsrechte

Aus dem VVG ergeben sich sonstige außerordentliche Kündigungsrechte, die ausschließlich dem Versicherer zustehen und die auch für die Kraftfahrtversicherung von Bedeutung sind. In diesen Fällen gebührt dem Versicherer nur derjenige Teil des Beitrags, der dem Zeitraum entspricht, in dem Versicherungsschutz bestanden hat (§ 39 Abs. 1 S. 1 VVG). In dem vor dem 01.01.2008 gültigen alten VVG galt noch der Grundsatz der „Unteilbarkeit der Prämie“ mit der Folge, dass der Versicherer noch einen Anspruch auf den Beitrag bis zum Schluss des Versicherungsjahres hatte (§ 40 Abs. 1 S. 1 VVG a. F.). Zu den außerordentlichen Kündigungsrechten, die im VVG gesetzlich verankert sind, gehört das Kündigungsrecht

- (a) bei Verletzung von vertraglichen Obliegenheiten vor Eintritt eines Schadenfalls,
- (b) bei Gefahrerhöhung und
- (c) bei Verzug der Zahlung eines Folgebeitrags.

(II.1.ea) Verletzung von vertraglichen Obliegenheiten vor Eintritt eines Schadenfalls

Es steht dem Versicherer i. A. frei, welche vertraglichen Obliegenheiten er in den Allgemeinen Bedingungen mit dem Versicherungsnehmer vereinbart, ausgenommen in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung, wo er die Regelungen der Kraftfahrzeug-Pflichtversicherungsverordnung (KfzPflVV) einzuhalten hat. In der Praxis verwenden die Versicherer weitestgehend einheitliche Obliegenheiten, da der Wettbewerb unter den Versicherern nicht über die Ausgestaltung von Obliegenheiten ausgetragen wird (vgl. Stadler (2008, S. 142)). *Obliegenheiten* können im Gegensatz zu echten Rechtspflichten (wie z. B. der Pflicht zur Beitragszahlung) nicht eingeklagt werden. Sie stellen Verhaltensnormen dar, die der Versicherungsnehmer einhalten muss, wenn er seinen Anspruch aus dem Versicherungsvertrag nicht verlieren möchte (vgl. Fürstenwerth u. Weiß (2001, S. 462 f.)).

Vertragliche Obliegenheiten vor Eintritt eines Schadenfalls haben den Zweck, die Gefahr des Eintritts eines Schadens zu vermindern oder eine Gefahrerhöhung zu vermeiden. Im Gegensatz zu anderen Versicherungssparten gibt es in der Kraftfahrtversicherung eine Vielzahl solcher vor Eintritt des Schadenfalls zu beachtender Obliegenheiten. Zu den Obliegenheitsverletzungen vor Eintritt eines Schadenfalls

zählen nach § 2 b Abs. 2 Nrn. a bis e AKB (vgl. dazu ausführlich Stadler (2008, S. 142 ff.)):

- (a) Verwendungsklausel: wenn der Versicherungsnehmer die vertraglich vereinbarte Verwendung des Fahrzeugs ändert (z. B. seinen PKW ohne Absprache mit dem Versicherer als Taxi oder Mietfahrzeug benutzt);
- (b) Schwarzfahrer Klausel: wenn ein unberechtigter Fahrer das Fahrzeug ohne Wissen und Willen des Fahrzeughalters gebraucht;
- (c) Führerscheinklausel: wenn der Fahrer des Fahrzeugs keine gültige Fahrerlaubnis besitzt;
- (d) Alkoholklausel: In der Kraftfahrthaftpflichtversicherung hat die Alkoholklausel eine hohe praktische Relevanz. Im Gegensatz zur Fahrzeugversicherung, wo eine Alkoholfahrt als eine grob fahrlässige Herbeiführung des Schadenfalls gemäß § 12 Abs. 5 S. 2 AKB i. V. m. § 81 VVG je nach Quotelung entsprechend der Schwere des Verschuldens bis zum Verlust des Versicherungsschutzes führen kann, und in in der Kraftfahrt-Unfallversicherung, wo die Alkoholfahrt als Bewusstseinsstörung sanktioniert wird (§ 19 Abs. 1 AKB), wird die Alkoholfahrt in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung als Verletzung einer vertraglichen Obliegenheit bestraft. Dies hängt damit zusammen, dass die Kraftfahrthaftpflichtversicherung zum Schutz des Verkehrsopfers im Rahmen der Dritthaftung gemäß § 117 VVG bei einem von dem Versicherungsnehmer grob fahrlässig herbeigeführten Schadenfall gegenüber dem geschädigten Dritten weiterhin vollen Versicherungsschutz bieten soll.
- (e) Rennklausel: Während in der Fahrzeugversicherung und Kraftfahrt-Unfallversicherung jegliche Formen von Rennen zum Verlust des Versicherungsschutzes führen, werden in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung nur behördlich genehmigte Rennen sanktioniert. Der Schutz des Verkehrsopfers ist hingegen bei einem privaten Rennen nicht gegeben, so dass der geschädigte Dritte gemäß § 117 Abs. 1 VVG den Ersatz seines Schadens fordern kann.

Der Versicherer kann den Vertrag kündigen, wenn der Versicherungsnehmer eine vertragliche Obliegenheit vor Eintritt eines Schadenfalls verletzt hat, es sei denn, die Verletzung beruht weder auf Vorsatz noch auf grober Fahrlässigkeit. Übt der Versicherer sein Kündigungsrecht aus, so muss er innerhalb eines Monats, nachdem er von der Verletzung Kenntnis erlangt hat, ohne Einhaltung einer Kündigungsfrist kündigen (§ 28 Abs. 1 VVG). Des Weiteren kann er sich gemäß § 28 Abs. 2 bis 4 VVG auf die Leistungsfreiheit berufen, wenn die Verletzung einer der oben genannten vertraglichen Obliegenheiten grob fahrlässig oder vorsätzlich herbeigeführt

wurde und kausal für den Eintritt des Schadens war. Bei einer grob fahrlässigen Pflichtverletzung ist der Versicherer je nach der Schwere des Verschuldens des Versicherungsnehmers nur begrenzt leistungsfrei (§ 28 Abs. 2 und 3 VVG). Es wird zwischen dem Versicherer und dem Versicherungsnehmer entsprechend der Schwere des Verschuldens des Versicherungsnehmers „gequotelt“ (s. auch die Ausführungen in Abschnitt 3.2 zu den Ausschlüssen in der Fahrzeugversicherung). Lediglich bei Vorsatz ist der Versicherer von der Leistungspflicht vollständig befreit.

(II.1.eb) Gefahrerhöhung

Der Versicherer hat ein großes Interesse daran, dass die zum Zeitpunkt des Vertragsabschlusses tatsächlich vorliegenden gefahrerheblichen Umstände, auf deren Grundlage der Beitrag kalkuliert wurde, nicht nachträglich verändert werden, so dass der Eintritt des Schadenfalls, eine Vergrößerung des Schadenumfanges oder die Gefahr einer unberechtigten Inanspruchnahme des Versicherers wahrscheinlicher wird (vgl. Fürstenwerth u. Weiß (2001, S. 271 f.)). Die Gefahrerhöhung gemäß §§ 23 ff. VVG hat nur eine geringe praktische Relevanz, da der am häufigsten vorliegende Fall, die Änderung der im Vertrag vereinbarten Verwendung, durch die spezielle Obliegenheit der Verwendungsklausel bereits abgedeckt wird. Praktische Bedeutung haben allerdings das Fahren mit einem verkehrsuntauglichen Fahrzeug oder unzulässige Tuningmaßnahmen (vgl. Stadler (2008, S. 137 f.)). Grundsätzlich darf der Versicherungsnehmer das versicherte Risiko nicht ohne Einwilligung des Versicherers erhöhen (§ 23 Abs. 1 VVG). Wenn der Versicherungsnehmer im nachhinein das Vorliegen einer Gefahrerhöhung erkennt (sog. „subjektive Gefahrerhöhung“ nach § 23 Abs. 1, 2 VVG) oder eine solche ohne seinen Willen vorgenommen worden ist (sog. „objektive Gefahrerhöhung“ nach § 23 Abs. 3 VVG), so muss er diese dem Versicherer zumindest anzeigen.

Die Rechtsfolgen einer Gefahrerhöhung sind in den §§ 24 bis 26 VVG geregelt. Zu den mögliche Folgen einer Verletzung der Gefahrstandspflicht gehören:

- (a) Kündigungsrecht: Wenn der Versicherungsnehmer eine Gefahrerhöhung vornimmt, hat der Versicherer das Recht, den Vertrag fristlos zu kündigen (§ 24 Abs. 1 S. 1 VVG), es sei denn, der Versicherungsnehmer hat die Pflicht einfach fahrlässig verletzt. Bei einfacher Fahrlässigkeit wird die Kündigung erst nach Ablauf von einem Monat wirksam (§ 24 Abs. 1 S. 2 VVG). Der Versicherer muss die Kündigung innerhalb eines Monats ab Kenntnis von der Gefahrerhöhung aussprechen (§ 24 Abs. 3 VVG).
- (b) Leistungsfreiheit im Schadenfall: Da die praktische Bedeutung der objektiven Gefahrerhöhung äußerst gering ist (vgl. Stadler (2008, S. 138 f.)), wird im Folgenden nur auf die Voraussetzungen der Leistungsfreiheit bei einer subjektiven Gefahrerhöhung eingegangen. Der Versicherer ist leistungsfrei, wenn der Versicherungsnehmer die gewollte Gefahrerhöhung vorsätzlich oder grob fahrlässig

herbeigeführt hat (§ 26 Abs. 1 VVG). Im Falle des Vorsatzes ist der Versicherer vollständig von der Verpflichtung zur Leistung frei. Wird die Pflicht grob fahrlässig verletzt, ist der Versicherer berechtigt, seine Leistung in einem der Schwere des Verschuldens des Versicherungsnehmers entsprechenden Verhältnis zu mindern (§ 81 VVG). In diesem Fall kommt es zu einer „Quotelung“ des Schadens zwischen dem Versicherer und dem Versicherungsnehmer. Schließlich muss der Versicherer, wenn zwischen der Gefahrerhöhung und dem Schadenfall ein kausaler Zusammenhang besteht, den Versicherungsvertrag kündigen, ansonsten genehmigt er die Gefahrerhöhung durch Nichthandeln gemäß § 26 Abs. 3 Nr. 2 VVG (vgl. dazu ausführlich Stadler (2008, S. 140 f.)).

- (c) Recht zur Beitragserhöhung oder Ausschluss der höheren Gefahr: Dem Versicherer steht es offen, anstatt der Kündigung auch einen seinen Geschäftsgrundsätzen entsprechenden höheren Beitrag zu fordern oder die Absicherung der höheren Gefahr auszuschließen (§ 25 Abs. 1 VVG). Der Ausschluss einer höheren Gefahr spielt allenfalls in der Fahrzeugversicherung eine Rolle. In der Kraftfahrthaftpflichtversicherung hat ein solcher Ausschluss aufgrund der Haftung des Versicherers für Schäden Dritter nach § 117 VVG wenig Sinn (vgl. Stadler (2008, S. 141 f.)). Von praktischer Bedeutung ist folglich nur die Beitragsanpassung entsprechend der erhöhten Gefahrenlage. Wenn sich der Beitrag dabei um mehr als 10 % erhöht, hat der Versicherungsnehmer die Möglichkeit, den Vertrag innerhalb eines Monats nach Zugang der Mitteilung des Versicherers fristlos zu kündigen (§ 25 Abs. 2 VVG).

(II.1.ec) Verzug der Zahlung eines Folgebeitrags

Der Versicherer kann bei nicht rechtzeitiger Zahlung des Folgebeitrags und nach einer vorangegangenen qualifizierten Mahnung mit einer mindestens zweiwöchigen Zahlungsfrist den Vertrag mit sofortiger Wirkung kündigen (§§ 38 Abs. 1 und Abs. 3 S. 1 VVG). Tritt der Schadenfall nach Ablauf der Zahlungsfrist ein und ist der Versicherungsnehmer mit der Zahlung des Beitrags in Verzug, ist der Versicherer von der Leistung frei (§ 38 Abs. 2 VVG). Die Kündigung wird unwirksam, wenn der Versicherungsnehmer die Zahlung der angemahnten Beiträge innerhalb eines Monats nach der Kündigung nachholt. Für Schadenfälle, die vor der Zahlung eingetreten sind, besteht jedoch kein Versicherungsschutz (§ 38 Abs. 3 S. 3 VVG).

(II.2) Außerordentliche Beendigungen ohne Kündigung

Neben den außerordentlichen Kündigungsrechten sind in den AKB, dem VVG und dem BGB auch außerordentliche Vertragsbeendigungen vorgesehen, denen *keine Kündigung* vorausgehen muss. Dazu gehören:

- (a) der Wegfall des versicherten Fahrzeugs,

- (b) die Vertragsaufhebung im gegenseitigen Einvernehmen,
- (c) der Rücktritt vom Vertrag und
- (d) die Anfechtung des Vertrages.

(II.2.a) Wegfall des versicherten Fahrzeugs

Dieser Art der Vertragsbeendigung geht ein besonderer Anlass voraus: der dauerhafte Wegfall des versicherten Fahrzeugs (auch kurz als „Wagniswegfall“ bezeichnet). Dem Wagniswegfall wird der Fall gleichgestellt, dass nach einer vorübergehenden Stilllegung gemäß § 5 Abs. 1 AKB – im neuen Zulassungsrecht als Außerbetriebsetzung bezeichnet – der Versicherungsschutz nicht innerhalb von 18 Monaten seit der Stilllegung des Fahrzeugs uneingeschränkt wieder auflebt. Nach § 5 Abs. 5 S. 1 AKB endet der Vertrag dann automatisch, ohne dass es einer Kündigung bedarf. Der Versicherungsnehmer erhält den überschüssigen Beitrag zurückerstattet, sobald er dem Versicherer den Wagniswegfall angezeigt hat (§ 6 a Abs. 1 AKB i. V. m. § 6 Abs. 3 AKB).

In der Fahrzeugversicherung stellen die völlige Zerstörung, der Diebstahl ohne Aussicht auf eine Wiedererlangung und die Verschrottung des Fahrzeugs Fälle eines Wagniswegfalls dar. In der Kraftfahrthaftpflichtversicherung liegt ein Wagniswegfall vor, wenn die Möglichkeit der Haftung des Fahrzeughalters nicht mehr gegeben ist (vgl. Bauer (2002, S. 38), vgl. Boudon (2003, S. 108)). Da der Versicherungsvertrag bei einem Wagniswegfall automatisch endet, kann der Versicherungsnehmer, sofern er ein neues Fahrzeug erwirbt, dies bei dem alten Versicherer versichern oder aber zu einem neuen Versicherer wechseln. Dem alten Versicherer ist i. d. R. nicht bekannt, ob der Versicherungsnehmer in Zukunft weiterhin Versicherungsbedarf besitzt, oder ob er altersbedingt sein Fahrzeug abgeschafft hat.

(II.2.b) Vertragsaufhebung im gegenseitigen Einvernehmen

Der Versicherungsvertrag kann auch vorzeitig durch eine Vereinbarung zwischen dem Versicherer und dem Versicherungsnehmer aufgehoben werden (§ 305 BGB). Die Abrechnung des Beitrags unterliegt dabei der Parteivereinbarung. Sie kann nach Kurztarif, zeitanteilig für die Zeit des gewährten Versicherungsschutzes oder in einer individuellen Weise erfolgen (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 138)).

(II.2.c) Rücktritt vom Vertrag

Der Versicherer kann vom Versicherungsvertrag bei einer Obliegenheitsverletzung vor Abschluss des Versicherungsvertrages und bei Nichtzahlung des Erstbeitrags zurücktreten.

Eine *Obliegenheitsverletzung vor Abschluss des Versicherungsvertrages (Verletzung der vorvertraglichen Anzeigepflicht)* liegt vor, wenn der Versicherungsnehmer vor

Abschluss des Versicherungsvertrages dem Versicherer nicht alle ihm bekannten Gefahrumstände anzeigt, die für den Entschluss des Versicherers, den Vertrag mit dem vereinbarten Inhalt abzuschließen, von erheblicher Bedeutung sind (§ 2 b Abs. 1 AKB i. V. m. § 19 Abs. 1 und 2 VVG). Dem Versicherer steht der Beitrag bis zum Wirksamwerden des Rücktritts zu (§ 2 b Abs. 1 S. 4 AKB, § 39 Abs. 1 S. 2 VVG).

Ferner kann der Versicherer bei *Nichtzahlung des Erstbeitrags* zurücktreten. Nachdem der Versicherungsnehmer den Versicherungsschein erhalten hat, muss er den Erstbeitrag gemäß § 1 Abs. 4 S. 2 AKB i. V. m. § 33 Abs. 1 VVG innerhalb von zwei Wochen nach Ablauf der zweiwöchigen Widerrufsfrist bezahlen. § 35 VVG a. F. sah noch vor, dass der Erstbeitrag nach Abschluss des Vertrages zu entrichten ist. Eine sofortige Fälligkeit des Beitragsanspruchs widerspricht jedoch dem Widerrufsrecht, das nach dem neuen Versicherungsvertragsrecht jedem Versicherungsnehmer zusteht (§ 8 VVG). Kommt der Versicherungsnehmer seiner Beitragszahlungspflicht nicht rechtzeitig nach, so ist der Versicherer zum Rücktritt vom Vertrag berechtigt und wird auch für bereits eingetretene Schadenfälle von seiner Leistungspflicht befreit (§ 37 Abs. 1 und 2 VVG). Tritt er nach § 37 Abs. 1 VVG zurück, kann er eine angemessene Geschäftsgebühr verlangen (§ 39 Abs. 1 S. 3 VVG). Die Höhe der Geschäftsgebühr variiert unter den Versicherern und kann nach § 4 a Abs. 5 AKB bis zu 40 % des Jahresbeitrags betragen (vgl. Stadler (2008, S. 132)).

(II.2.d) Anfechtung des Vertrages

Schließlich führt die Anfechtung durch den Versicherer zu einer vorzeitigen Aufhebung des bestehenden Versicherungsvertrages. Dazu zählen die Anfechtung wegen Irrtums (§ 119 BGB) und wegen arglistiger Täuschung (§ 123 BGB, § 22 VVG). Die Regelungen über die vorvertragliche Anzeigepflicht verdrängen aber in der Regel die Irrtumsanfechtung (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 139)). Eine Folge der arglistigen Täuschung ist, dass der Annahmewang gemäß § 5 Abs. 4 PflVG aufgehoben ist. Dem Versicherer steht der Beitrag bis zum Wirksamwerden der Anfechtungserklärung zu (§ 39 Abs. 1 S. 2 VVG).

Sonderfall: Tod des Versicherungsnehmers

Der Tod des Versicherungsnehmers führt hingegen in der Kraftfahrtversicherung nicht zur Beendigung des Vertrages. Mit dem Tod des Versicherungsnehmers übernehmen die Erben infolge Universalsukzession das Vermögen des Erblassers. Nach § 1922 Abs. 1 BGB gehen alle Rechte und Pflichten aus dem Kraftfahrtversicherungsvertrag auf die Erben über. Ein besonderes Kündigungsrecht der Erben sehen weder die AKB noch das VVG vor, da sich der Versicherungsvertrag auf das versicherte Kraftfahrzeug bezieht. Ein Kraftfahrtversicherungsvertrag ist damit *sachgebunden* (vgl. Asmus u. Sonnenburg (1998, S. 139), vgl. Bauer (2002, S. 39 f.)).

Die verschiedenen Möglichkeiten zur Beendigung eines Kraftfahrtversicherungsvertrages, von denen zum Teil nur der Versicherungsnehmer oder der Versicherer und

zum Teil auch beide Gebrauch machen können, sind in Tabelle 3.8 zusammenfassend dargestellt.

| Ausübende Vertragspartei | |
|---|---|
| Versicherungsnehmer | Versicherer |
| Ordentliches Kündigungsrecht | |
| • zum Vertragsablauf | • zum Vertragsablauf |
| Außerordentliche Beendigungsmöglichkeiten | |
| Außerordentliche Kündigungsrechte | |
| <ul style="list-style-type: none"> • im Schadenfall • bei Erhöhung des Tarifbeitrags • bei Bedingungsanpassung | <ul style="list-style-type: none"> • im Schadenfall • bei Veräußerung des Fahrzeugs • bei Obliegenheitsverletzung vor Eintritt eines Schadenfalls • bei Gefahrerhöhung <ul style="list-style-type: none"> - subjektiv - objektiv • bei Verzug der Zahlung eines Folgebeitrags |
| Außerordentliche Beendigungen ohne Kündigung | |
| <ul style="list-style-type: none"> • bei Wegfall des Fahrzeugs • bei Vertragsaufhebung im gegenseitigen Einvernehmen | <ul style="list-style-type: none"> • bei Vertragsaufhebung im gegenseitigen Einvernehmen • bei Rücktritt <ul style="list-style-type: none"> - bei Verletzung der vorvertraglichen Anzeigepflicht - bei Nichtzahlung des Erstbeitrags • bei Anfechtung <ul style="list-style-type: none"> - wegen Irrtums - wegen arglistiger Täuschung |

Tabelle 3.8: Beendigungsmöglichkeiten eines Kraftfahrtversicherungsvertrages

Das interessierende Ereignis ist die ordentliche Kündigung des Versicherungsnehmers zum Hauptfälligkeitstermin. Alle anderen aufgeführten Beendigungen werden im Rahmen der statistischen Analyse als damit konkurrierende Ereignisse aufgefasst.

3.4.3 Vertrags- und Kundenbeziehungsdauer

Im Folgenden wird von dem in der Praxis vorherrschenden Fall ausgegangen, dass mit der Vorlage oder Übermittlung der Versicherungsbestätigung an die entspre-

chende Zulassungsstelle der formelle, technische und materielle Beginn des Kraftfahrtversicherungsvertrages zusammenfallen.

Die *Vertragsdauer* (*Vertragslaufzeit*) ist i. d. R. zeitlich fest bestimmt. Beginn und Ende des Versicherungsschutzes richten sich in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung nach § 1 Abs. 2 KfzPflVV, § 10 VVG i. V. m. §§ 187 und 188 BGB. Demnach läuft sie von 0 Uhr des ersten Tages, an dem der Versicherer Versicherungsschutz gewährt, bis 24 Uhr des letzten Tages. Gemäß § 5 Abs. 5 PflVG darf in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung lediglich eine maximale Vertragsdauer von einem Jahr vereinbart werden, wobei sich der Vertrag automatisch um ein weiteres Jahr verlängert, wenn er nicht vom Versicherungsnehmer oder vom Versicherer gekündigt wird. Grundsätzlich wäre es theoretisch möglich, in der Fahrzeug- und Kraftfahrt-Unfallversicherung längere Vertragslaufzeiten zu vereinbaren, was aber in der Praxis eher unüblich ist (vgl. Stadler (2008, S. 239)).

Im Rahmen dieser Arbeit werden nur Versicherungsverträge berücksichtigt, die nicht nur für einen begrenzten Zeitraum im Jahr gelten. Das bedeutet, dass Vertragsverhältnisse, bei denen das zu versichernde Fahrzeug *nur wenige Tage* zur einmaligen Verwendung mit einem Kurzzeitkennzeichen gemäß § 16 Abs. 1 FZV (z. B. im Rahmen von einer Probe- oder Überführungsfahrt) oder *nur saisonal* (häufig nur im Sommer) mit einem Saisonkennzeichen gemäß § 9 Abs. 3 FZV zugelassen wird, nicht betrachtet werden. Bei den übrigen Vertragsverhältnissen muss der *eigentliche Hauptvertrag* bereits begonnen haben. Dies ist nicht der Fall, wenn der Versicherer die vorläufige Deckungszusage gemäß § 5 Abs. 1 S. 1 AKB kündigt. Die vorläufige Deckungszusage hat nur den Zweck, Versicherungsschutz für einen kurzen Zeitraum bis zur Einlösung des Versicherungsscheins und dem Inkrafttreten des eigentlichen Hauptvertrages zu gewähren.

Ein Kraftfahrtversicherungsvertrag muss nicht notwendigerweise durch einen Fahrzeugwechsel des Versicherungsnehmers enden. In den meisten Fällen übt die WPV die Praxis aus, bei einem Fahrzeugwechsel den bestehenden Versicherungsvertrag auf das Altfahrzeug nicht durch einen neuen für das Ersatzfahrzeug zu ersetzen. Dies hat zur Konsequenz, dass ein Kraftfahrtversicherungsvertrag, sofern er nicht vorzeitig durch den Versicherer oder den Versicherungsnehmer beendet wird, tendenziell lange im Bestand der WPV verweilt.

Von der Vertragsdauer ist die Kundenbeziehungsdauer abzugrenzen. In der Datenbank der WPV ist als Beginn eines Kraftfahrtversicherungsvertrages der Zeitpunkt abgespeichert, zu dem der Versicherungsnehmer sein erstes auf diesen Vertrag versichertes Fahrzeug zum Verkehr zugelassen hat. Es wird im Rahmen dieser Arbeit die Annahme getroffen, dass das Zulassungsdatum des ersten versicherten Fahrzeugs auch gleichzeitig den *Beginn der Kundenbeziehung* markiert. Damit wird unterstellt, dass mit der Zulassung des Erstfahrzeugs die Beziehung zwischen dem Versicherer und dem Kunden zustande kommt. Streng genommen beginnt die Kundenbeziehung

bereits mit dem ersten Kontakt zwischen dem Versicherer bzw. dessen Vermittler und dem potentiellen Kunden. Da der tatsächliche Beginn der Kundenbeziehung in der Datenbank der WPV nicht abgelegt wird, wird deshalb vereinfachend davon ausgegangen, dass die Kundenbeziehung etwas zeitlich verzögert mit der Zulassung des ersten versicherten Fahrzeugs beginnt.

Eine sehr große Zeitdiskrepanz kann jedoch zwischen dem Eingang des Kündigungsschreibens beim Versicherer, dem vom Versicherungsnehmer gewollten *Ende der Kundenbeziehung* und dem tatsächlichen Wirksamwerden der Kündigung entstehen. Wenn der Versicherungsnehmer den Kraftfahrtversicherungsvertrag ordentlich zur Hauptfälligkeit kündigt, muss das Kündigungsschreiben dem Versicherer mindestens einen Monat vor dem Ablaufdatum zugehen, damit sich der Vertrag nicht automatisch um ein weiteres Jahr verlängert. Falls die Kündigung dem Versicherer aber innerhalb des letzten Monats vor Ablauf des Versicherungsjahres verspätet zugeht, wird die Kündigung erst zum übernächsten Versicherungsjahr wirksam, d. h. bis zu 13 Monate nach der Kündigungsmitteilung (vgl. Brockett u. a. (2008, S. 716 f.)). Aufgrund fehlender Informationen über das genaue Datum des Eingangs des Kündigungsschreibens beim Versicherer wird bei der ordentlichen Kündigung durch den Versicherungsnehmer im Wirksamwerden der Kündigung des Versicherungsvertrages auch das Ende der Kundenbeziehung gesehen.

3.5 Wirtschaftliche Bedeutung der Kraftfahrtversicherung

Die Kraftfahrtversicherung steuert den Großteil des Gesamtbeitragsvolumens zur Schaden- und Unfallversicherung bei. Auf sie entfielen im Jahr 2007 20,8 Mrd. € oder 38,2% der Bruttobeitragseinnahmen in der Schaden- und Unfallversicherung. Dabei lag der Anteil der Kraftfahrthaftpflichtversicherung bei 61,5%. Neben der Lebens- und der privaten Krankenversicherung ist sie die bedeutendste Versicherungssparte in der deutschen Versicherungslandschaft. Insgesamt betrug in 2007 der Anteil der Bruttobeiträge der Kraftfahrtversicherung 12,8% der Bruttobeitragseinnahmen der deutschen Privatversicherungswirtschaft (vgl. GDV (2008c), S. 1 und 55).

Auch gemessen an der Anzahl der abgeschlossenen Verträge ist die Kraftfahrtversicherung die bedeutendste Versicherungssparte in der Schaden- und Unfallversicherung. Dies ist darin begründet, dass aufgrund der in Deutschland geltenden Versicherungspflicht grundsätzlich jeder Halter eines Kraftfahrzeugs einen Kraftfahrthaftpflichtversicherungsvertrag benötigt. Im Jahr 2007 waren 100,9 Mio. oder 36% aller Schaden- und Unfallverträge Kraftfahrtversicherungsverträge, von denen wiederum 55,6 Mio. oder 55,1% reine Kraftfahrthaftpflichtversicherungsverträge waren

(vgl. GDV (2008c), S. 6 und 45). Unter diesen reinen Kraftfahrthaftpflichtversicherungsverträgen war bei 39,5 Mio. Verträgen oder 71,6% ein Personenkraftwagen versichert (vgl. BaFin (2008), S. 6).

Der Kraftfahrtversicherungsmarkt ist ein sehr hart umkämpfter Versicherungsmarkt. Dies lässt sich anhand von vier Marktcharakteristika aufzeigen.

(1) Schrumpfende Bruttobeiträge

Gemessen an den gebuchten Bruttobeiträgen schrumpft der Kraftfahrtversicherungsmarkt. Wie Abbildung 3.3 zeigt, sind im Zeitraum von 2004 bis 2007 die gebuchten Bruttobeiträge aus dem selbst abgeschlossenen Versicherungsgeschäft in der gesamten Kraftfahrtversicherung infolge des im Wesentlichen über den Preis und auch verstärkt über die Bedingungsseite geführten Wettbewerbs um ca. 2 Mrd. € oder 7,6% auf nur noch 20,8 Mrd. € gesunken. Für das Jahr 2008 erwartet der GDV einen weiteren Beitragsabrieb um 2% (vgl. Lier (2008b)).

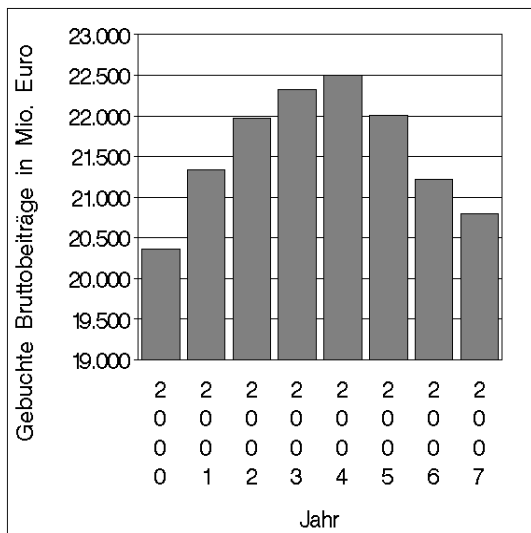


Abbildung 3.3: Gebuchte Bruttobeiträge in der gesamten Kraftfahrtversicherung 2000-2007 (erstellt auf Grundlage der Daten des GDV (2008c))

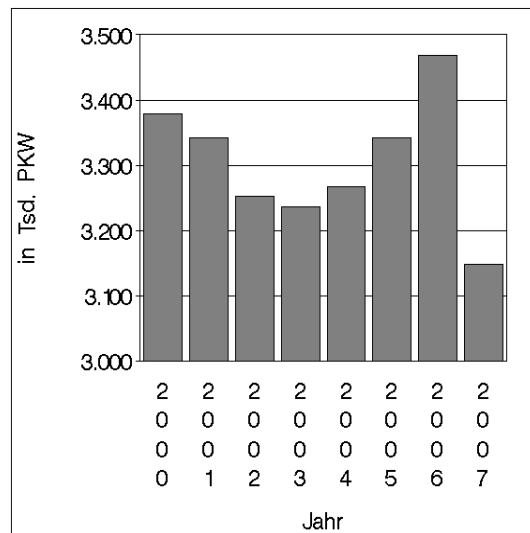


Abbildung 3.4: PKW-Neuzulassungen 2000-2007 (erzeugt auf Basis der Daten des KBA (2008a))

(2) Geringes Wachstum durch Neuzulassungen

Der Kraftfahrtversicherungsmarkt kann nur gering wachsen, da die Anzahl der PKW-Neuzulassungen von 2006 auf 2007 stark abgenommen hat und der PKW-Markt insgesamt kaum wächst. Wie Abbildung 3.4 zeigt, weist das Kraftfahrt-Bundesamt (KBA) für 2007 nur 3,1 Mio. Pkw-Neuzulassungen aus. Im Vergleich zum Vorjahr 2006 bedeutet dies ein Minus von 319.798 Personenkraftwagen oder

9,2%. Dieser deutliche Rückgang wird ausschließlich auf den Rückgang der privaten Zulassungen zurückgeführt (vgl. DAT (2008), S. 6). Zu den Ursachen für diese drastische Entwicklung gehören

- (a) die am 01.01.2007 um 3%-Punkte erhöhte Mehrwertsteuer, die zu einem Vorziehen der Neuwagenkäufe ins Jahr 2006 geführt hat,
- (b) hohe Kraftstoffpreise,
- (c) die Verunsicherung der Autofahrer durch die Klimaschutzdebatte,
- (d) die noch ungeklärte Frage der zukünftigen Berechnung der Kraftfahrzeugsteuer, in die der Schadstoffausstoß einfließen soll, und
- (e) der hohe PKW-Ausstattungsbestand pro Haushalt: in 2007 besaß jeder Haushalt im Durchschnitt mindestens einen Personenkraftwagen (vgl. DESTATIS (2008)).

Der deutliche Rückgang der PKW-Neuzulassungen in Deutschland schlug sich bedingt auch auf den PKW-Bestand nieder. Am 01.01.2008 waren in Deutschland 41,2 Mio. Personenkraftwagen, die gemäß § 1 PflVG der Versicherungspflicht unterlagen, beim KBA registriert. Dies bedeutet gegenüber dem 01.01.2007 ein Wachstum des PKW-Bestandes um nur 0,4% (vgl. KBA (2008b)). Die durchschnittliche Haltedauer eines Neuwagens im Jahr 2000 lag bei 6,2 Jahren, während ein Gebrauchtwagen im Schnitt nach 9,1 Jahren abgegeben wurde. Diese Zahlen stiegen bis zum Jahr 2007 auf 7,2 bzw. 11,2 Jahre an, d. h. um 16,1% bzw. um 23,1%, was darauf schließen lässt, dass bei Personenkraftwagen mittlerweile ein erheblicher Ersatzbedarf besteht (vgl. DAT (2008), S. 22 f.).

(3) Konsolidierung

Der deutsche Kraftfahrtversicherungsmarkt konsolidiert seit dem Jahr 2001. Wie Tabelle 3.9 zeigt, existierten in 2007 104 Versicherer, die die Kraftfahrthaftpflichtversicherung, 100, die die Fahrzeugvoll-, 100, die die Fahrzeugteil- und 94, die die Kraftfahrt-Unfallversicherung betrieben haben. Damit hat gegenüber dem Jahr 2001 die Anzahl der Versicherer, die die Kraftfahrthaftpflichtversicherung anbieten, um 21 abgenommen, bei der Fahrzeugvollversicherung beträgt der Rückgang 20, bei der Fahrzeugteilversicherung 19 und bei der Kraftfahrt-Unfallversicherung 22. In der gesamten Kraftfahrtversicherung hat die Anzahl der Versicherer innerhalb von sechs Jahren um 21 oder 16,8% von insgesamt im Jahr 2001 berücksichtigten 125 Versicherern abgenommen (vgl. auch Siems (2007)).

Als Indikator für das Ausmaß der Konsolidierung auf dem gesamten Kraftfahrtversicherungsmarkt werden die gebuchten Bruttobeiträge ins Verhältnis zu der Anzahl

| Jahr | Anzahl der Kraftfahrtversicherer | | | | | | | | | |
|------|----------------------------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| | K-Gesamt | | KH | | VK | | TK | | KU | |
| 2001 | 125 | | 125 | | 120 | | 119 | | 117 | |
| 2002 | 118 | -7 | 118 | -7 | 113 | -7 | 112 | -7 | 111 | -6 |
| 2003 | 112 | -13 | 112 | -13 | 107 | -13 | 107 | -12 | 105 | -12 |
| 2004 | 109 | -16 | 109 | -16 | 105 | -15 | 105 | -14 | 102 | -15 |
| 2005 | 106 | -19 | 106 | -19 | 102 | -18 | 102 | -17 | 100 | -17 |
| 2006 | 103 | -22 | 103 | -22 | 99 | -21 | 99 | -20 | 94 | -22 |
| 2007 | 104 | -21 | 104 | -21 | 100 | -20 | 100 | -19 | 100 | -21 |

Tabelle 3.9: Anzahl der Kraftfahrtversicherer 2001-2007 (berechnet aus den Daten des GDV (2008c), S. 55 ff.)

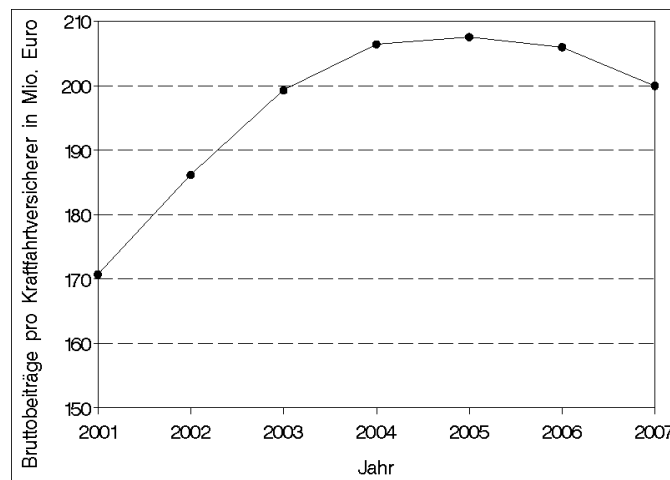


Abbildung 3.5: Gebuchte Bruttobeiträge pro Kraftfahrtversicherer 2001-2007 (erstellt auf Basis der Daten des GDV (2008c), S. 55)

der am Markt tätigen Kraftfahrtversicherer gesetzt (s. Abbildung 3.5). Obwohl das Beitragsvolumen in der gesamten Kraftfahrtversicherung von 2001 bis 2007 um 2,5 % auf 20,8 Mrd. € gesunken ist, sind die gebuchten Bruttobeiträge pro Kraftfahrtversicherer im gleichen Zeitraum um 17,1 % auf 200 Mio. € in 2007 angestiegen. Diese Zahlen verdeutlichen den Trend zu einer stärkeren Konsolidierung auf dem deutschen Kraftfahrtversicherungsmarkt. Der Konsolidierungs- und Konzentrations-trend ist noch ausgeprägter, wenn man sich auf die Top 10 der Kraftfahrtversicherer beschränkt. In 2001 besaßen die 10 größten Kraftfahrtversicherer einen an den Bruttobeitragseinnahmen gemessenen Marktanteil von 45,5 % (vgl. GDV (2002)); in 2007 lag dieser Marktanteil bei 50,9 % (s. Abbildung 3.6).

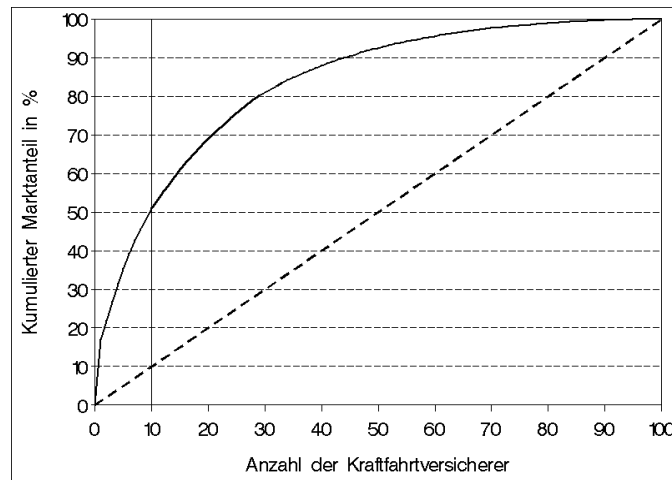


Abbildung 3.6: Konzentrationskurve für die gesamte Kraftfahrtversicherung 2007 (erstellt auf Grundlage der Daten des GDV (2008a))

(4) Sinkende Durchschnittsbeiträge

Nach der Deregulierung des europäischen Versicherungsmarktes im Jahr 1994 gab es in der Kraftfahrtversicherung zwei Phasen eines intensiv ausgetragenen Preiswettbewerbs, einmal direkt nach der Deregulierung von 1996 bis 1999 und später von 2005 bis 2007. Dieser Wettbewerb hatte zur Folge, dass die gebuchten durchschnittlichen Bruttobeiträge pro Vertrag aus dem selbst abgeschlossenen Versicherungsgeschäft in allen Versicherungsarten der Kraftfahrtversicherung in beiden Phasen von Jahr zu Jahr deutlich gesunken sind. In Abbildung 3.7 sind die gebuchten durchschnittlichen Bruttobeiträge pro Vertrag von 1996 bis 2007 für die gesamte Kraftfahrtversicherung und für die einzelnen Versicherungsarten dargestellt. Von 2005 bis 2007, d. h. in nur drei Jahren, sind die gebuchten durchschnittlichen Bruttobeiträge pro Vertrag in der gesamten Kraftfahrtversicherung um 10,1 %, in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung um 11,6 %, in der Fahrzeugvollversicherung um 12,6 %, in der Fahrzeugteilversicherung um 7,2 % und in der Kraftfahrt-Unfallversicherung um 9,5 % gesunken.

Da seit 2002 die Schadenbedarfe in allen Versicherungsarten der Kraftfahrtversicherung rückläufig waren, konnten die Beitragsverluste in den Jahren 2005 und 2006 zum Teil ausgeglichen werden. Im Jahr 2007 stiegen jedoch die Schadenbedarfe in allen Versicherungsarten wieder an: in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung um 1 %, in der Fahrzeugteilversicherung um 2,5 % und in der Fahrzeugteilversicherung sogar um 7,9 %. Neben der Mehrwertsteuererhöhung wird eine Ursache für diese Entwicklung in dem ungünstigen Schadenverlauf in der Fahrzeugteilversicherung bedingt durch den Eintritt von Elementarereignissen gesehen. So hat der Orkan „Kyrill“ am 18.01.2007 in weiten Teilen Europas erhebliche Sachschäden mit einer Rekord-

Entschädigungssumme von ca. 2,4 Mrd. € verursacht (vgl. o. V. (2008b)), wobei auf die Fahrzeugteilversicherung ein Anteil von rund 8% am Gesamtschaden entfällt (vgl. Pohl (2007)). Das Spekulieren auf eine Wiederaufnahme des fallenden Schadenbedarfstrends von 2002 bis 2006 kann sich als irreführend erweisen (vgl. GDV (2008b), S. 92).

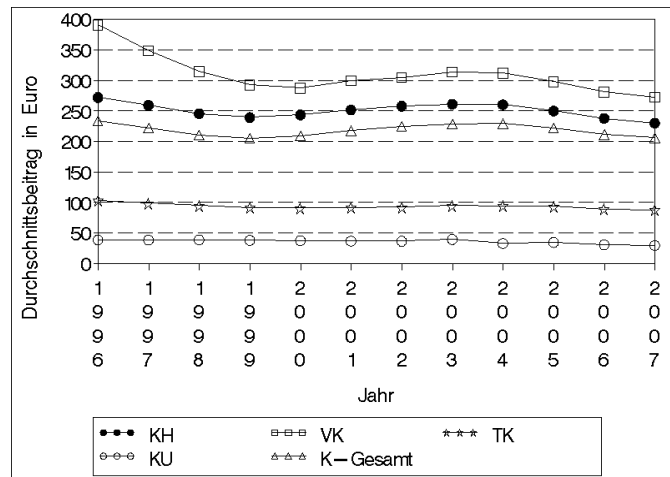


Abbildung 3.7: Gebuchte durchschnittliche Bruttobeiträge pro Vertrag in der Kraftfahrtversicherung 1996-2007 (erstellt auf Basis der Daten des GDV (1998-2008))

Der intensive Wettbewerb von 1996 bis 1999 führte dazu, dass die Versicherer im Zeitraum von 1997 bis 2002 marktweit versicherungstechnische Verluste verbuchten (vgl. Eling u. Luhnen (2008, S. 8)). In Abbildung 3.8 ist das zyklische Muster des versicherungstechnischen Bruttoergebnisses aus dem selbst abgeschlossenen Versicherungsgeschäft nach Abwicklung und Änderungen aus der Schwankungsrückstellung in der gesamten Kraftfahrtversicherung – in 2007 betrug es 388 Mio. € – in Prozent der verdienten Bruttobeiträge dargestellt. Es ist nach Einschätzung der Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft AG zu erwarten, dass in 2008 etliche und in 2009 voraussichtlich noch mehr Versicherer versicherungstechnische Verluste ausweisen werden (vgl. o. V. (2008a), vgl. auch Sticker (2008)). Die Kölnische Rückversicherungs-Gesellschaft AG prognostiziert für das Jahr 2008 einen marktweiten versicherungstechnischen Verlust zwischen -5% und -6% und erwartet, dass im Jahr 2011 der marktweite versicherungstechnische Verlust zwischen -3% und -10% liegen wird (vgl. Clermont (2008b), vgl. Morawetz (2008)).

Da das Kraftfahrthaftpflichtversicherungsgeschäft ein relativ lang abwickelndes Versicherungsgeschäft ist, können versicherungstechnische Verluste zum Teil mit Zinserträgen kompensiert werden. Allerdings sind gegen diese Zinserträge auch die Kosten für das Solvenzkapital zu rechnen, die zukünftig für viele Versicherer auf Basis der

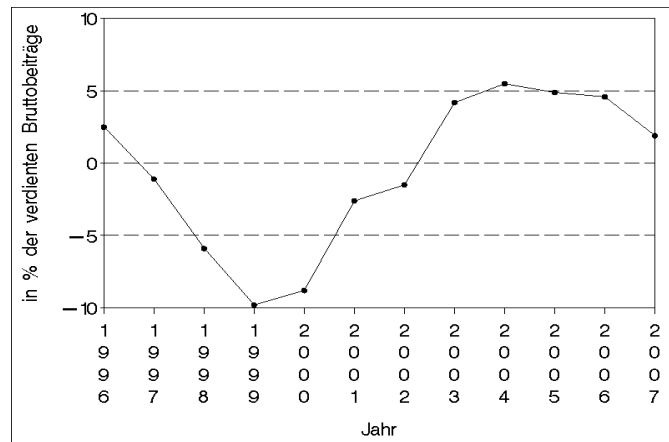


Abbildung 3.8: Versicherungstechnisches Bruttoergebnis in der gesamten Kraftfahrtversicherung 1996-2007 (erstellt auf Grundlage der Daten des GDV (1998-2008))

nahenden Solvency-II-Regelungen steigen werden (vgl. Clermont (2008a, S. 5)). In 2007 konnten noch 28 von 68 untersuchten Kraftfahrtversicherern versicherungstechnische Nettogewinne nach Veränderungen aus der Schwankungsrückstellung in der gesamten Kraftfahrtversicherung erzielen. Diese Versicherer repräsentieren gemessen an den gebuchten Bruttobeiträgen 60,3 % des Kraftfahrtversicherungsmarktes (vgl. Schlüter (2008, S. 50 ff.) und eigene Berechnungen).

Die Kraftfahrtversicherung ist als Schlüsselsparte der Schaden- und Unfallversicherung für einen Versicherer unter wirtschaftlichen Aspekten immer noch sehr attraktiv. Die Kraftfahrthaftpflichtversicherung spielt als Pflichtversicherung im Rahmen der Kundengewinnung und -bindung eine wichtige Rolle für die Versicherer, denn eine hohe Stückzahl von Verträgen bedeutet auch viele Kontaktchancen mit potentiellen Kunden (vgl. Müller (2008)). Sie bietet sowohl Up-Selling-Potenzial durch die Anbündelung weiterer Versicherungsarten (Fahrzeugvoll-, Fahrzeugteil- und Kraftfahrt-Unfallversicherung) als auch Cross-Selling-Potenzial, da die Mehrzahl der Versicherer in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung immer noch ein Einstiegsprodukt („Türöffner“) zum Kunden sehen, um ihm anschließend weitere kraftfahrtversicherungsfremde Versicherungs- oder Finanzprodukte aus einer Hand anzubieten (vgl. Eling u. Luhnen (2008, S. 3), vgl. Guillen u. a. (2003a, S. 2), vgl. Lammers (2006, S. 1), vgl. Lier (2008b), vgl. o. V. (2004a)). Es gibt jedoch auch Autoren, die die Eigenschaft der Kraftfahrthaftpflichtversicherung als reines Einstiegsprodukt sehr kritisch beurteilen (vgl. Cramer (2008) und Schmidt-Gallas u. a. (2005)).

3.6 Storno in der Kraftfahrtversicherung

Die Stornofrüherkennung spielt in einem schrumpfenden Versicherungsmarkt wie dem Kraftfahrtversicherungsmarkt eine zunehmend wichtige Rolle. Anhand von fünf Aspekten soll nun aufgezeigt werden, dass der deutsche Kraftfahrtversicherungsmarkt seit der Deregulierung ein besonders stornogefährdeter Versicherungsmarkt ist.

(1) Eigenschaften des Produkts „Kraftfahrtversicherung“

Die Kraftfahrtversicherung lässt sich nicht leicht mit Emotionen aufladen und ist hoch standardisierbar. Außerdem ist die Kraftfahrthaftpflichtversicherung ein typisches Low-interest-Produkt, das gekauft wird, weil man vom Gesetzgeber dazu verpflichtet wird. Da die Vertragslaufzeit eines Kraftfahrthaftpflichtversicherungsvertrages maximal ein Jahr betragen darf und somit der Versicherungsnehmer nicht mehrere Jahre an den Versicherer gebunden ist, kann er jährlich, im Normalfall zum 01.01. eines jeden Kalenderjahres, das bestehende Vertragsverhältnis lösen, um zu einem alternativen Anbieter zu wechseln.

Schlesinger u. von der Schulenburg (1993) haben etwa herausgefunden, dass 30,1 % der von ihnen interviewten Kunden bereits einmal ihren Kraftfahrtversicherer gewechselt haben. Brockett u. a. (2008, S. 721 f.) sowie Guillen u. a. (2003a, S. 8) belegen in einer empirischen Studie für einen dänischen Versicherer, dass ein Haushalt, der einen Hausrat-, Wohngebäude- und Kraftfahrtversicherungsvertrag besitzt, am häufigsten zuerst den Kraftfahrtversicherungsvertrag storniert und erst am zweithäufigsten einen Hausrat- oder Wohngebäudeversicherungsvertrag (vgl. auch Dohmen (2004), vgl. o. V. (2004b)). In der Kraftfahrtversicherung ist eine Stornorate von 20 % p. a. marktüblich, während diese Rate in der Sach-, Haftpflicht- und Unfallversicherung bei 8 % p. a. viel geringer ausfällt (vgl. Bocquel (2008), vgl. Bongartz (2004), vgl. Ullmann u. Garbers (2003a)). Aufgrund der hohen jährlichen Stornorate in der Kraftfahrtversicherung liegt die durchschnittliche Bestandszugehörigkeit eines Kraftfahrtversicherungsvertrages aktuell etwa nur noch bei 5 Jahren, während sie im vergangenen Jahrzehnt etwa 10 Jahre betragen hat (vgl. Looft (2007)). Im Jahr 2007 kündigten zum Jahresende in etwa 3 bis 4 Mio. Versicherungsnehmer ihren Kraftfahrthaftpflichtversicherungsvertrag für ihren Personenkraftwagen und wanderten zu einem alternativen Anbieter ab (vgl. Morawetz (2008), vgl. Pohl u. a. (2008)).

(2) Verdrängungswettbewerb

Seit der Deregulierung des europäischen Versicherungsmarktes im Jahr 1994 können Versicherer ihre Kraftfahrttarife frei gestalten, indem sie beispielsweise zusätzliche Tariffaktoren einführen. Die neu geschaffenen Möglichkeiten in der Produktgestaltung führen zu vielen unterschiedlichen Produktvariationen und Kraftfahrttarifen

mit der Folge, dass sich die Beiträge zwischen den Versicherern stärker als bisher unterscheiden.

Unter den Versicherern, die die Kraftfahrtversicherung anbieten, findet ein intensiv über den Preis geführter Verdrängungswettbewerb statt. In den letzten Jahren haben viele Kraftfahrtversicherer ihren Beitrag im „Kampf um den Kunden“ stark abgesenkt, so dass Beitragsnachlässe bis zu 30 % möglich waren, obwohl der Schadenverlauf dies nicht rechtfertigte (vgl. Bocquel (2008)). Der Verdrängungswettbewerb in der Kraftfahrtversicherung wird zum einen dadurch forciert, dass neben den bisherigen Anbietern auch Direktanbieter, die ohne Versicherungsvermittler auskommen und mit dem Kunden via Telefon und Internet kommunizieren, in den Markt drängen. In 2007 konnten die 13 am Kraftfahrtversicherungsmarkt tätigen Direktversicherer (inkl. der reinen Vertriebsmarken) die Anzahl der Verträge in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung auf über 3,7 Mio. oder 6,7 % des Gesamtmarktes ausweiten; beschränkt auf Personenkraftwagen liegt der Marktanteil bei ca. 10 % (vgl. Fromme (2008), vgl. Knospe (2008)).

Zudem wird die Wettbewerbsintensität durch den Eintritt branchenfremder Wettbewerber verstärkt. So haben z. B. Automobilhersteller ein großes Interesse an einer Integration der Finanzdienstleistungen Finanzierung, Leasing und Versicherung in ein „intelligentes Mobilitätspaket“ (vgl. Knospe (2006), zur Entwicklung von adäquaten Preis-Strategien vgl. auch Erdönmez u. a. (2006)). Wie unter den Kraftfahrtversicherern so findet auch unter den Automobilherstellern eine „Rabattschlacht“ statt: das durchschnittliche Rabattniveau liegt bei einem Neuwagen mittlerweile zwischen 16 % und 19 %. Mit Mobilitätspaketen versuchen die Automobilhersteller auf die „Rabattspirale“ zu reagieren und ihre Kunden stärker an sich zu binden, indem sie ihnen für die Dauer des Finanzierungspakets eine Planungssicherheit über die Fahrzeugausgaben bieten (vgl. Schwickal (2007)).

Um die „Rabattschlachten“ am Jahresende zu umgehen, versuchen einzelne Kraftfahrtversicherer schon während des laufenden Jahres, Neukunden durch das Gewähren eines „Frühbucherrabattes“, einem aus der Reisebranche bekannten Preisnachlass, für sich zu gewinnen (vgl. Lier (2007b)). Kurz- und frühzeitig entschlossene wechselwillige Kunden erhalten dabei einen Rabatt von bis zu 10 % auf den Versicherungsbeitrag (vgl. Wichert (2008)). Außerdem bieten inzwischen nahezu alle Versicherer neben dem Standardtarif auch Zweit- und Dritt-Tarife mit einem reduzierten oder erweiterten Leistungsumfang an. Die Tarife mit einem reduzierten Leistungsumfang (z. B. einer Neuwertentschädigung nur in den ersten drei Monaten nach Erstzulassung des Fahrzeugs und ein auf den Zusammenstoß mit Haarwild beschränkter Unfallschutz) sollen vor allem preissensible Kunden ansprechen und bieten den Versicherern die Möglichkeit, in einem schrumpfenden Versicherungsmarkt zu wachsen (vgl. Haas (2007), vgl. Panitz (2008)). Die in den vergangenen Jahren gängige Unterteilung der Kraftfahrtversicherer in leistungs- und preisorientierte

Versicherer ist dadurch aber kaum noch möglich (vgl. Busse (2008), vgl. Morawetz (2008)).

(3) Wandel des Kundenverhaltens

Die Loyalität der Kunden hat abgenommen und wird in der Zukunft noch weiter zurückgehen. Das bedeutet zwar nicht, dass es keine loyalen Kunden mehr gibt, aber die Gruppe der latent Wechselbereiten wird immer größer. Gründe dafür sind, dass zum einen mit der zunehmenden Technisierung der Gesellschaft und dem Bildungsniveau der Kunden auch deren Ansprüche und die Fähigkeiten steigen, sich z. B. über neue Medien wie dem Internet über Tarife und Vertragskonditionen der einzelnen Versicherer, die die Kraftfahrtversicherung anbieten, zu informieren und diese Informationen in ihre Entscheidungsfindung zur Auswahl eines Kraftfahrtversicherers einfließen zu lassen (vgl. IMWF Institut für Management- und Wirtschaftsforschung u. VHV Versicherungen (2008, S. 7)). Zum anderen werden sich die Kunden ihrer Wahlmöglichkeiten zunehmend bewusst, da die Medien sehr aggressiv über Wechselmöglichkeiten in der Kraftfahrtversicherung berichten. Die Konsequenz ist, dass viele Kunden sehr häufig zu einem attraktiveren Kraftfahrtversicherer wechseln, der einen niedrigeren Beitrag anbietet (vgl. Gas (2001)). Befragungsergebnisse zeigen, dass 17% der Versicherten jährlich einen reinen Preisvergleich durchführen (vgl. Peill u. Schönwald (2008)). Dadurch hat die Bindung an einen einzelnen Versicherer stark abgenommen (vgl. Görgen (2007, S. 17), vgl. Lammers (2006, S. 129)).

Einem Wechsel des Anbieters geht daher immer häufiger der Preisvergleich im Internet unter den am Markt tätigen Kraftfahrtversicherern voraus. Einige aufschlussreiche Einblicke erlaubt „Google Trends“. Die mit Google Trends gewonnenen Suchergebnisse sind mit einiger Vorsicht zu behandeln, denn sie werden stets relativ ausgegeben, so dass absolute Trefferzahlen der untersuchten Stichwörter unbekannt bleiben. Ferner äußert sich der Google-Konzern weder zu der angewendeten Methodik noch der Datenqualität. Nichtsdestotrotz erscheinen die Trends, die aus Stichproben deutlich werden, inhaltlich plausibel, so dass reine Zufallsergebnisse auszuschließen sind (vgl. Siems (2007)).

Die Suche unter Internetadresse <http://www.google.de/trends> mit dem Schlagwort „Kfz-Versicherung“ zeigt die Abbildung 3.9. Der Search Volume Index stellt dabei das Verhältnis des Suchumfangs nach dem Schlagwort „Kfz-Versicherung“ an einem Tag zum durchschnittlichen Suchumfang nach diesem Schlagwort im Zeitraum von Januar 2004 bis Dezember 2008 dar. Erwartungsgemäß ist ein starker Anstieg der Schlagwortsuche in der Mitte des 4. Quartals, kurz vor dem Auslaufen der einmonatigen Kündigungsfrist am 30.11. zu beobachten. Etwas überraschend erscheint jedoch, dass das Verbraucherinteresse im Dezember den Jahrestiefstand erreicht. Ausgerechnet zum Jahresendgeschäft, in dem Monat, in dem viele Versicherer noch intensiv das Sonderkündigungsrecht bei einer Erhöhung des Tarifbeitrags bewerben, fällt das

aktive Interesse der Verbraucher dramatisch ab. Dieses Phänomen kann damit begründet werden, dass zum einen bis zum Dezember alle Wechselwilligen bereits zu einem alternativen Anbieter gewechselt haben, und dass zum anderen der heiß umworbene Verbraucher gegenüber einem zu „grelle“ Werbegeschehen abstumpft, so dass es aus Sicht eines Versicherers sinnvoll erscheint, die Marketingstrategie für den Dezember eines Jahres zu überarbeiten.

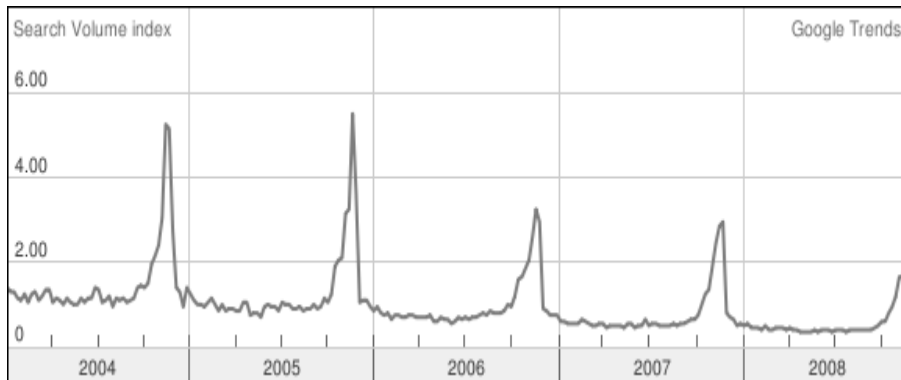


Abbildung 3.9: Schlagwortsuche „Kfz-Versicherung“ mit Google-Trends

Aus der Abbildung 3.9 kann man außerdem entnehmen, dass das Suchwort „Kfz-Versicherung“ in 2008 wesentlich weniger häufig als in den Vorjahren eingegeben wurde. Eine Ursache für diesen Trend könnte der Umstand sein, dass das Rabattpotenzial naturgemäß begrenzt ist, so dass ein Versicherungsnehmer nicht jedes Jahr aufs Neue den Versicherer wechselt. Selbst bei einer weiter sinkenden Hemmschwelle für einen Versichererwechsel ist es kein erstrebenswertes Kundenverhalten, von Jahr zu Jahr zu einem preisgünstigeren Anbieter zu wechseln, da sich der Kunde mit jedem Versichererwechsel in die jeweils aktuelle Produktwelt einarbeiten muss und mit ständig wechselnden Ansprechpartnern konfrontiert wird. Daher ist damit zu rechnen, dass sich die Wechselbereitschaft nach einigen Jahren ausgereizt hat und sich zumindest nicht auf dem hohen Niveau der Vorjahre halten kann. Auch wenn von vielen Kunden das Sparpotenzial tatsächlich noch gar nicht ausgeschöpft worden ist, zeigen sich die Kunden in der Mehrheit zufrieden mit ihrem gegenwärtigen Beitragsniveau (vgl. Doll (2008), vgl. Siems (2007)).

(4) Suche nach alternativen Vertriebswegen

Die Standardisierbarkeit des Produkts Kraftfahrtversicherung hat in der jüngsten Zeit dazu geführt, dass dem Vertrieb von Versicherungsschutz über Unternehmen anderer Wirtschaftszweige erhöhte Aufmerksamkeit geschenkt wird. Dabei nutzt das andere Unternehmen das Versicherungsprodukt, um das eigene Angebotsortiment abzurunden, insbesondere dann, wenn eine komplementäre Beziehung zwischen der Nachfrage nach den eigenen Produkten und der nach Versicherungsschutz besteht.

Der Versicherer versucht über den sog. „Annexvertrieb“, bei dem das Versicherungsprodukt an ein anderes Produkt oder an das Absatzverfahren eines branchenfremden Unternehmens „angebunden“ ist, neue Zugangswege zu erschließen und Neukunden zu gewinnen (vgl. Farny (2006, S. 734)).

Wird bei dem Absatzverfahren auf den gemeinsamen Anlaß der Nachfrage nach anderen Produkten und Versicherungsschutz abgestellt, d. h. beim Kunden besteht mit dem Kauf des anderen Produkts automatisch Versicherungsbedarf, spricht man auch vom „One Stop-Absatz“ (vgl. Farny (2006, S. 735)). Mit dem Kauf eines Fahrzeugs als eigentlichem Hauptprodukt entsteht beim Kunden bereits ein Versicherungsbedarf, so dass der Kunde die Möglichkeit hat, die vom Gesetzgeber geforderte Kraftfahrthaftpflichtversicherung direkt beim Autohändler in einem Akt mit dem Fahrzeugkauf abzuschließen. 2006 wurde bereits jeder siebte Neuwagen und jeder zehnte Gebrauchtwagen zusammen mit einer Kraftfahrtversicherung vertrieben (vgl. Psychonomics AG (2007)).

Kommt es nur auf den gemeinsamen Ort des Vertriebs an, so dass der Bedarf nach Versicherungsschutz erst noch geweckt werden muss, wird auch die Bezeichnung „One Shop-Absatz“ benutzt (vgl. Farny (2006, S. 735)). Einige Versicherer sind bestrebt, durch die Kooperation etwa mit dem stationären Warenhandel oder dem Warenversandhandel den Bedarf nach einer Kraftfahrtversicherung zu generieren (vgl. Krah (2007), vgl. Lier (2008b)).

(5) Suche nach neuen Rabattmöglichkeiten im Rahmen der Werkstattsteuerung

Viele Versicherer versuchen, im Rahmen einer Kooperation entweder mit Automobilherstellern und deren Autohändlern oder mit Partnerwerkstätten neue Rabattmöglichkeiten zu erschließen.

Kraftfahrtversicherer haben ein großes Interesse an einer *Kooperation mit Automobilherstellern*, um über deren Autohäuser Neukunden zu gewinnen. So hat z. B. der Volkswagen-Konzern in 2006 bereits jeden dritten Neuwagen mit einer Kraftfahrtversicherung vertrieben (vgl. Lier (2008b), vgl. Wichert (2007)). Beim Versicherungskauf über das Autohaus erhält der Kunde einen Rabatt von bis zu 10 % auf die Kraftfahrthaftpflicht- und Fahrzeugversicherung (vgl. Lier (2007a)).

Die Automobilhersteller ihrerseits fordern sowohl im Bereich der Produktausgestaltung als auch auf der Vertriebsseite individuell auf die Bedürfnisse eines Herstellers abgestimmte Versicherungslösungen. Außerdem sind sie daran interessiert, dass verunfallte Fahrzeuge in ihre eigenen Werkstätten gesteuert werden, um so die Werkstätten auszulasten. Die herstelleregebundenen Reparaturbetriebe können dabei eine bestmögliche Instandsetzung mit Originalteilen und die Einhaltung der Herstellervorgaben sicherstellen (vgl. Schmidt-Kasperek (2008)). Aufgrund der Notwendigkeit von Investitionen zur Optimierung der Arbeitsabläufe zwischen den Beteiligten

bedeutet eine Kooperation zwischen Kraftfahrtversicherer und Automobilhersteller zwangsläufig eine längerfristige Partnerschaft (vgl. o. V. (2008a), vgl. Pfauntsch (2008)).

Andere Erstversicherer haben eigene Werkstattnetze aufgebaut oder nutzen die Netze von unabhängigen Dienstleistern, um die Fahrzeuge in einer mit dem Versicherer kooperierenden Werkstatt (*Partnerwerkstatt*) reparieren zu lassen. Mit den Partnerwerkstätten haben die Versicherer Vereinbarungen über die Höhe der Reparaturkosten getroffen, die i. d. R. unter den üblichen Marktpreisen liegen. Der Beitrag, den der Kunde bei einem sog. „Kasko mit Werkstattbindung“-Tarif zu entrichten hat, ist dementsprechend niedriger. Der Kraftfahrtversicherer gewährt einen Rabatt auf den Beitrag in der Fahrzeugversicherung von 10 % bis 30 % (vgl. Wichert (2008)). Des Weiteren kann er durch den Reparaturservice die Schadenabwicklung beschleunigen. Der Versicherungsnehmer nimmt den Versicherer als „Kümmerer“ wahr, was zu einer höheren Kundenzufriedenheit und Kundenbindung sowie einer geringeren Stornoneigung führt (vgl. Bieber u. Hoberg (2007)).

Dem Beitragsvorteil und der schnelleren Schadenabwicklung steht allerdings für den Kunden der Nachteil gegenüber, dass er sein Fahrzeug nicht unbedingt in der Werkstatt seines Vertrauens reparieren lassen kann und mit Sanktionen für ein „Fremdgehen“ rechnen muss (vgl. Lier (2008a), vgl. Stadler (2008, S. 14)). Zudem wird bezweifelt, dass nicht markengebundene Reparaturbetriebe alle Fahrzeugmarken „gleichwertig“ instand setzen können (vgl. Schmidt-Kasperek (2008)). Auf diese Kritik haben einige Versicherer bereits reagiert, indem sie auf Reparaturen, die im Partnernetzwerk durchgeführt worden sind, dem Kunden eine Fünf-Jahres-Garantie einräumen (vgl. Hagen (2008), vgl. Kowalski u. Kusitzky (2008)).

Zwischenfazit

In der Bedrängnis reagiert der Kraftfahrtversicherungsmarkt, indem er das Geschäft umgewichtet und neue Strategien entwickelt. Es ist als sicher anzunehmen, dass in Zukunft das Stornomanagement wesentlich stärker in den Vordergrund der Interessen der Versicherer tritt. Schließlich sind Bestandskunden i. A. die profitabelste Kundengruppe (vgl. Siems (2007)). Da der Kraftfahrtversicherungsmarkt ein extrem preissensitiver Markt ist, wird es für Versicherer bedeutender, neue Wege zu finden, wie sie abwanderungsgefährdete Kunden in ihrem Bestand mit Hilfe von geeigneten *Frühwarnsystemen* identifizieren können. Die daraus gewonnenen Erkenntnisse versetzen sie in die Lage, frühzeitig gezielte Maßnahmen zur Stornoprävention (wie z. B. Up- und Cross-Selling-Maßnahmen) einzuleiten.

Da es für die Versicherer zunehmend schwieriger wird, Tarife anzubieten, die noch betriebswirtschaftlich rentabel sind, und sich immer mehr Kunden an günstige Kraftfahrtversicherungstarife gewöhnt haben, wird es in der Zukunft problematischer, den Preis weiterhin als alleiniges Differenzierungsmerkmal zu benutzen. Ein Ausweichen

auf andere Wettbewerbsfaktoren kann daher lohnenswert sein. Zu anderen Faktoren, die für eine vorzeitige Vertragsbeendigung ausschlaggebend sein können, gehören z. B. die Soziodemographika des Versicherungsnehmers (wie etwa Alter, Geschlecht und Beruf), der Service im Schadenfall, die Anzahl der bei dem selben Versicherer abgeschlossenen Verträge, die Betreuungs- und Kontaktqualität des Vermittlers, die im Haushalt bzw. Bekanntenkreis gemachten Erfahrungen mit dem eigenen Versicherer und das generelle Image des Versicherers (vgl. Doll (2008), vgl. IMWF Institut für Management- und Wirtschaftsforschung u. VHV Versicherungen (2008, S. 11) sowie vgl. Schlesinger u. von der Schulenburg (1993, S. 599)).

Aus diesem Grund soll im empirischen Teil dieser Arbeit insbesondere überprüft werden, ob die immer noch sehr oft in der Versicherungspraxis vertretene These, dass ein vorzeitiges Storno des Versicherungsnehmers in der Kraftfahrtversicherung überwiegend preisgetrieben ist (vgl. Finsinger u. a. (1987), vgl. MSR Consulting Group (2003), vgl. Reime (2003), vgl. Ullmann u. Garbers (2003a)), mittlerweile noch haltbar ist, oder ob neben dem Preis einzelne der oben genannten Faktoren das Stornoverhalten eines Versicherungsnehmers auch wesentlich beeinflussen.

Kapitel 4

Zeitdiskrete Hazardraten-Modelle als Stornomodelle

4.1 Stichtags- und zeitraumbezogene Stornomodelle

Aus statistischer Sicht stellt sich die Frage, welcher Typ eines Stornomodells am besten zur Erklärung und Prognose des Stornoverhaltens von Hauptfälligkeitswechslern in der Kraftfahrtversicherung geeignet ist. Grundsätzlich lassen sich zwei Modelltypen im Rahmen der Stornomodellierung unterscheiden: Stichtags- und zeitraumbezogene Stornomodelle.

Bei einem stichtagsbezogenen Modell wie etwa einem logistischen Regressionsmodell wird die Wahrscheinlichkeit für den Übergang vom Zustand „aktiver Kunde“ in den Zustand „Nicht-Kunde“ als zu erklärende Variable modelliert, bei einem zeitraumbezogenen Modell hingegen die Zeitdauer vom Beginn bis zu diesem Zustandswechsel. Letzteres Vorgehen erlaubt nicht nur die Untersuchung, ob einer der beiden Zustände zu einem spezifischen Zeitpunkt noch besteht, sondern auch wie lange er bereits andauert. Da bei einem zeitraumbezogenen Modell ein Kunde während der Laufzeit des Versicherungsvertrages unter dem Risiko steht, entweder durch das interessierende Ereignis (hier: dem Hauptfälligkeitswechsel) oder durch eines der damit konkurrierenden Ereignisse (hier: z. B. der Kündigung des Versicherers wegen Nichtzahlung des Folgebeitrags) aus der Studie auszuschneiden, werden bei einer zeitraumbezogenen Betrachtung die mit dem interessierenden Ereignis konkurrierenden Ereignisse nicht wie bei einer stichtagsbezogenen Modellierung ignoriert, sondern in geeigneter Weise mit berücksichtigt.

Tabelle 4.1 gibt einen Überblick darüber, welche stichtagsbezogenen Stornomodelle – dazu gehören neben eher einfach zu schätzenden logistischen Regressionsmodel-

len und gut interpretierbaren Klassifikationsbäumen auch komplexere Modelle wie neuronale Netze und Support Vector Machines – in der Vergangenheit zur Storno-modellierung in der Versicherungsbranche eingesetzt wurden. Die letzte Spalte in der Tabelle 4.1 zeigt, inwieweit bislang auch zeitraumbezogene Stornomodelle angewendet worden sind. Auffällig ist, dass es nach der Deregulierung im Jahr 1994 fünf weitere Jahre bis zur ersten Veröffentlichung von Stornoanalysen gedauert hat. Das mag damit zusammenhängen, dass die Versicherer vor 1999 noch ausschließlich durch die Neukundenakquisition wachsen konnten. In gesättigten Märkten wird dies jedoch zunehmend schwieriger und teurer, so dass Versicherer fast nur noch wachsen können, wenn es ihnen gelingt, ihren Konkurrenten Kunden abzuwerben und ihre eigenen wertvollen Kunden möglichst lange zu halten. Die Autoren, die in der Vergangenheit das Abwanderungsverhalten von Kunden in der Versicherungsbranche analysiert haben, verwendeten in der Mehrzahl stichtagsbezogene und keine zeitraumbezogenen Modelle.

| Autor | Jahr der Veröffentlichung | Logistisches Regressionsmodell | Klassifikationsbaum | Neuronales Netz | Support Vector Machine | Zeitraumbezogenes Modell |
|------------------------------------|---------------------------|--------------------------------|---------------------|-----------------|------------------------|--------------------------|
| Finsinger u. a. | 1987 | X | | | | |
| Schlesinger u. von der Schulenburg | 1993 | X | | | | |
| Neeb | 1999 | | X | X | | |
| Reuss | 2002 | X | X | | | |
| Gandy u. a. | 2004 | | | | | X |
| Reuss u. Zwiesler | 2004 | | X | | | |
| Guillen u. a. | 2003a | X | | | | X |
| Guillen u. a. | 2003b | X | | | | |
| Morik u. Köpcke | 2004 | | | | X | |
| Hur u. Lim | 2005 | | | | X | |
| Kahlenberg | 2005 | X | | | | |
| Grabmeier | 2006 | | X | | | |
| Guillen u. a. | 2006 | | | | | X |
| Brockett u. a. | 2008 | X | | | | X |

Tabelle 4.1: In der Versicherungsbranche eingesetzte stichtags- und zeitraumbezogene Stornomodelle, aufsteigend nach dem Jahr der Veröffentlichung sortiert (eigene Recherche)

Das lässt sich damit begründen, dass bei einer stichtagsbezogenen Sicht keine historischen Daten benötigt werden. Da die meisten Versicherer aber seit dem letzten Jahrzehnt die Daten ihrer Versicherungsnehmer in ihrer Datenbank systematisch sammeln, verfügen sie mittlerweile über ausreichend lange Vertragshistorien. Durch die fortschreitende Steigerung der verfügbaren Rechenleistung sind zeitraumbezogene Modelle im Unternehmen umsetzbar geworden. Die vorliegende Arbeit, in der das Storno des Versicherungsnehmers zum Hauptfälligkeitstermin mit einem zeitraumbezogenen Ansatz analysiert wird, soll daher einen Beitrag leisten, dass in Zukunft im Rahmen der Stornomodellierung neben einer stichtags- auch zunehmend einer zeitraumbezogenen Modellierung Beachtung geschenkt wird.

Die endgültige Entscheidung eines Versicherungsnehmers, seinen Kraftfahrtversicherungsvertrag zu stornieren, stellt i. A. nur das Ende eines „schleichenden“ Abwanderungsprozesses dar, während dessen die Stornoentscheidung des Kunden reift (vgl. Schlesinger u. von der Schulenburg (1993, S. 612)). Denkbar ist etwa folgendes Kundenverhalten: Ein Versicherungsnehmer ist mit der Regulierung seines Vollkasko-Schadens unzufrieden, weil er mit der Schnelligkeit der Abwicklung und der Höhe der Entschädigungsleistung des Versicherers nicht einverstanden ist. Er entschließt sich, bei dem Versicherer zu bleiben, weil er mehrere Versicherungsverträge beim gleichen Versicherer abgeschlossen hat und im Großen und Ganzen auch mit der Betreuung durch seinen Versicherungsvermittler zufrieden ist. Aus seinem Bekanntenkreis erfährt er, dass es preisgünstigere Kraftfahrtversicherer gibt, die schnell regulieren und zudem im Schadenfall sehr kulant sind. Als der Versicherer zum Ende des Jahres aufgrund einer Regional- und Typklassenumstufung den Versicherungsbeitrag erhöht, entscheidet sich der Versicherungsnehmer, zu einem anderen Kraftfahrtversicherer zu wechseln.

Da einem Wechsel des bisherigen Versicherers i. d. R. ein relativ langes Abwägen der Vor- und Nachteile der bestehenden Geschäftsbeziehung vorausgeht, liegt es nahe, die Stornoentscheidung eines Versicherungsnehmers als einen *Prozess* zu modellieren, d. h. eine zeitraumbezogene einer stichtagsbezogenen Betrachtung vorzuziehen. Das Ziel einer zeitraumbezogenen Stornomodellierung besteht nun darin, den „gedanklichen“ Beginn einer Kundenabwanderung möglichst frühzeitig zu erkennen, um so eine Stornierung des Versicherungsvertrages, die für den Versicherer i. d. R. finanzielle Nachteile hat, möglichst noch verhindern zu können.

4.2 Zeitstetige und zeitdiskrete Hazardraten-Modelle

Bevor der Anwender die ihm vorliegenden Daten mit zeitraumbezogenen Modellen analysieren kann, muss er entscheiden, ob diese eher zeitstetiger oder eher zeitdiskreter Natur sind. Zeitraumbezogene Modelle werden auch *Hazardraten-Modelle* genannt, da die Hazardrate ein zentrales Konzept bei der Analyse von Verweildauerdaten darstellt. Sie wird im nächsten Abschnitt 4.3 definiert.

Bei *zeitstetigen* Hazardraten-Modellen wird die Annahme getroffen, dass der Zeitpunkt, zu dem ein Zustandswechsel oder ein Ereignis für die Untersuchungseinheit stattfindet, exakt angegeben werden kann. In vielen Fällen ist jedoch eine genaue Angabe dieses Zeitpunkts nicht möglich, und es kann nur ein Zeitintervall (z. B. ein Monat oder ein Jahr) angegeben werden, in dem der Zustandswechsel oder das bestimmte Ereignis eingetreten ist. Dieser Umstand lässt sich auf zwei verschiedene Ursachen zurückführen:

- (a) Verweildauern können oftmals nicht exakt beobachtet werden und sind in diskrete Zeitintervalle *gruppiert*. Obwohl der zugrundeliegende stochastische Prozess in diesem Fall zeitstetig ist, werden die Daten nicht in dieser Form beobachtet. So wird zum Beispiel in vielen Erhebungen nur das Jahr der Heirat, aber nicht der exakte Termin abgefragt (vgl. Allison (1982, S. 63)).
- (b) Außerdem kann der zugrundeliegende Übergangsprozess von seiner Natur her diskret sein. Man spricht hier auch von einem *intrinsisch diskreten* Übergangsprozess. Es ist natürlich, die Zeit bis zum Ausfall einer Maschine, die Aufgaben in einer fest vorgegebenen Zeitspanne abarbeitet, als die Anzahl der Zyklen, während derer die Maschine fehlerfrei gelaufen ist, zu messen. Ähnlich wird man die Zeit von der Pubertät bis zur ersten Geburt eher in der Anzahl der Menstruationszyklen als in der Anzahl der vergangenen Kalendermonate angeben (vgl. Jenkins (2005, S. 6 f.)).

Im empirischen Teil dieser Arbeit wird die Dauer vom Abschluss eines Kraftfahrtversicherungsvertrages bis zur ordentlichen Kündigung durch den Versicherungsnehmer zum Hauptfälligkeitstermin analysiert. Es ist sinnvoll, die Vertragsdauer als die Anzahl der abgelaufenen Versicherungsjahre zu messen, da der Versicherungsvertrag bei dieser Fragestellung nur am Ende eines abgelaufenen Versicherungsjahres dem Risiko ausgesetzt ist, storniert zu werden. Der zugrundeliegende Stornoprozess ist somit intrinsisch diskret.

Es gilt in der Versicherungspraxis die Besonderheit zu berücksichtigen, dass ein vollständiges Versicherungsjahr am 01.01. um 0 Uhr eines Kalenderjahres beginnt und

am 31.12. um 24 Uhr desselben endet. Eine Konsequenz dieser Konvention ist, dass die erste Versicherungsperiode sehr häufig eine sog. „Rumpfversicherungsperiode“ darstellt, da ein Kraftfahrtversicherungsvertrag zu einem beliebigen Kalenderdatum abgeschlossen werden kann. In diesem Fall wird vom Versicherer als Vertragsbeginn der nächsten Versicherungsperiode abweichend der 01.01. des nächsten Kalenderjahres gewählt. Dieses Vorgehen dient aus Versicherersicht dazu, einen möglichen Hauptfälligkeitswechsel (zum Ende der Versicherungsperiode) des Versicherungsnehmers ausschließlich auf den 01.01. eines jeden Kalenderjahres zu konzentrieren. Es gibt bereits Überlegungen, die Vertragslaufzeit von der Kalenderzeit zu entkoppeln. Eine sorgfältige Abwägung der Trennung der Vertragslaufzeit von der Kalenderzeit nehmen Pohl u. a. (2008) unter Kosten- und Nutzensgesichtspunkten vor. Im Rahmen der empirischen Analysen in dieser Arbeit werden Rumpfversicherungsperioden zu Beginn eines Versicherungsvertrages ignoriert, da ihnen kein 01.01. vorausgeht und somit in diesem verkürzten Anfangsjahr keine Vertragsinformationen vorliegen.

Prinzipiell wäre es auch möglich, eine diskret erhobene Verweildauer in einen zeitstetigen Ansatz unter Verwendung der kleinstmöglichen diskreten Zeitintervalleinteilung einzubeziehen. Diese Vorgehensweise wurde z. B. von Kiefer (1988) bei der Analyse der Länge von Streiks, Solon (1985) bei der Untersuchung von Arbeitslosigkeitsdauern und Sedlacek (2004) bei Studien über die Ursachen und Gründe von langen Studienzeiten und hohen Abbruchraten gewählt. Bei diskret erhobenen Daten muss aber davon ausgegangen werden, dass eine Reihe von Untersuchungseinheiten gleiche Beobachtungswerte bei den gemessenen Verweildauern aufweisen. In diesem Fall spricht man von sog. „Ties“. Dies wird insbesondere bei kurzen Verweildauern und einer hohen Anzahl von Untersuchungseinheiten zu beobachten sein. Das Vorliegen von Ties kann zu unbrauchbaren Parameterschätzungen führen (vgl. Grimshaw u. a. (2001)). Ferner fehlt in einer solchen Datensituation den zeitstetigen Modellen die theoretische Fundierung. Beispielsweise wird Beweis der asymptotischen Eigenschaften der Parameterschätzung die Annahme getroffen, dass gleiche Beobachtungswerte von Verweildauern bei den Untersuchungseinheiten aufgrund der stetigen Dichtefunktion mit Wahrscheinlichkeit Null vorliegen (vgl. Hamerle u. Tutz (1989, S. 9), vgl. Blossfeld u. a. (1986, S. 102)), eine Annahme, die beim Vorliegen von Ties klar nicht erfüllt sein kann.

Die nachfolgenden Ausführungen zu grundlegenden Begriffen bei diskret erhobenen Zeiten und die anschließend dargestellten zeitdiskreten Hazardraten-Modelle sind unabhängig davon gültig, aus welchem von den beiden skizzierten Gründen die Daten als zeitdiskret eingestuft werden.

4.3 Grundlegende Begriffe bei diskret erhobenen Zeiten

In diesem Abschnitt wird ausschließlich der Ein-Episoden-Fall mit einem absorbierenden Zielzustand betrachtet, d. h. die Verweildauer zwischen dem Eintritt in einen Anfangszustand und dem Erreichen eines bestimmten Endzustandes. Die nachfolgenden Ausführungen orientieren sich dabei an Hamerle u. Tutz (1989, S. 18 ff.) sowie Jenkins (2005, S. 16 ff.).

Bei der diskreten Verweildaueranalyse wird die Zeitachse in $q+1$ nicht überlappende (disjunkte) Zeitintervalle

$$[a_0, a_1), [a_1, a_2), \dots, [a_{q-1}, a_q), [a_q, \infty)$$

zerlegt, wobei in der Regel $a_0 = 0$ und a_q als Ende des Beobachtungszeitraums gesetzt werden. Das Zeitintervall $[a_{t-1}, a_t)$ wird kurz mit t bezeichnet. t gibt folglich das Zeitintervall an, das mit a_{t-1} beginnt und vor a_t endet. Es wird angenommen, dass bis auf das letzte Zeitintervall die einzelnen Intervalle die Länge von einem Kalenderjahr besitzen. Die Verweildauer wird durch eine positive diskrete Zufallsvariable T repräsentiert. Falls das interessierende Ereignis im Zeitintervall $[a_{t-1}, a_t)$ eingetreten ist, wird dies mit dem Ereignis „ $T = t$ “ bezeichnet. Unter der Voraussetzung, dass a_q das Ende des Beobachtungszeitraums kennzeichnet, gilt $T \in \{1, \dots, q\}$. Im Gegensatz zum zeitstetigen Fall bezeichnet die Zufallsvariable T also keine exakte Verweildauer, sondern nur das Zeitintervall, in dem das interessierende Ereignis stattfindet.

Um zu berücksichtigen, dass die zu analysierende Population in sich heterogen ist, wird für jede Untersuchungseinheit i ein P -dimensionaler Prädiktorenvektor $x = (x_1, \dots, x_p, \dots, x_P)'$ erhoben. Es wird vermutet, dass sich diese Einflußgrößen auf die Wahrscheinlichkeit für den Ereignisseintritt auswirken. Die Prädiktoren werden zunächst als zeitunabhängig vorausgesetzt.

Die *Wahrscheinlichkeitsfunktion* der diskreten Zufallsvariable T gegeben den Prädiktorenvektor x wird formuliert durch

$$f(t|x) = P(T = t|x) \quad \text{für } t = 1, \dots, q. \quad (4.1)$$

Die monoton fallende *Survivorfunktion*, d. h. die Wahrscheinlichkeit, das Zeitintervall $[a_{t-1}, a_t)$ zu überleben, ist eine Funktion auf der Menge $\{1, \dots, q\}$ und lässt sich ausdrücken als

$$S(t|x) = P(T > t|x) = \sum_{s=t+1}^q f(s|x). \quad (4.2)$$

In der Verweildaueranalyse ist neben der Wahrscheinlichkeits- und der Survivorfunktion die *Hazardrate* $\lambda(t|x)$ eine wichtige Funktion zur Beschreibung der Verteilung von T . Andere gängige Bezeichnungen für die Hazardrate sind *Intensitäts-* oder *Risikofunktion* sowie *Übergangs-* oder *Mortalitätsrate* (vgl. Fahrmeir u. a. (1996b, S. 305)). Diese drückt die auf das Erreichen des Zeitintervalls $[a_{t-1}, a_t)$ und den Prädiktorenvektor $x = (x_1, \dots, x_p)'$ bedingte Wahrscheinlichkeit für den Ereigniseintritt im Zeitintervall t ($t = 1, \dots, q$) aus:

$$\begin{aligned}\lambda(t|x) &= P(T = t|T \geq t, x) \\ &= \frac{P(T = t|x)}{P(T \geq t|x)} = \frac{f(t|x)}{S(t-1|x)} \\ &= \frac{S(t-1|x) - S(t|x)}{S(t-1|x)} \\ &= 1 - \frac{S(t|x)}{S(t-1|x)}.\end{aligned}\tag{4.3}$$

Die bedingte Wahrscheinlichkeit, dass im Falle des Erreichens des Zeitintervalls $[a_{t-1}, a_t)$ kein Ereignis in diesem Intervall eintritt, gegeben den Prädiktorenvektor x , ist

$$P(T > t|T \geq t, x) = 1 - \lambda(t|x),\tag{4.4}$$

d. h. die Komplementärwahrscheinlichkeit von $\lambda(t|x)$. Mit Gleichung (4.4) und sukzessiver Anwendung der Gleichung

$$P(T > t|x) = P(T > t|T > t-1, x) \cdot P(T > t-1|x)$$

erhält man als Zusammenhang zwischen der Survivorfunktion $S(t|x)$ und der Hazardrate $\lambda(t|x)$:

$$P(T > t|x) = S(t|x) = \prod_{s=1}^t (1 - \lambda(s|x)).\tag{4.5}$$

Damit lautet die Abgangswahrscheinlichkeit im Zeitintervall $[a_{t-1}, a_t)$ gegeben die Prädiktoren:

$$\begin{aligned}P(T = t|x) &= f(t|x) = \lambda(t|x) \cdot S(t-1|x) \\ &= \lambda(t|x) \prod_{s=1}^{t-1} (1 - \lambda(s|x)).\end{aligned}\tag{4.6}$$

Sie ist also das Produkt aus der Wahrscheinlichkeit, bis zum Intervall $t-1$ zu überleben, und der Wahrscheinlichkeit, im Intervall t abzugehen, jeweils bedingt auf das Erreichen des Zeitintervalls t und die Prädiktoren aus.

Es genügen zwar die Wahrscheinlichkeitsfunktion $f(t|x)$ und die Survivorfunktion $S(t|x)$ zur Beschreibung der Wahrscheinlichkeitsverteilung von T . Die als Funktionen der Hazardrate $\lambda(t|x)$ ausgedrückte Survivorfunktion in Gleichung (4.5) und die Abgangswahrscheinlichkeit in Gleichung (4.6) sind jedoch im späteren Verlauf dieser Arbeit von zentraler Bedeutung, um die Gesamt-Likelihoodfunktion bei diskret erhobenen Daten zu konstruieren.

4.4 Diskrete Hazardraten-Modelle als Regressionsmodelle

4.4.1 Einordnung als verallgemeinertes lineares Modell

Die Abhängigkeit der Hazardrate $\lambda(t|x)$ von verschiedenen Einflußgrößen, die im Prädiktorenvektor x enthalten sind, kann unterschiedlich modelliert werden. Der Beitrag der Baselinehazardrate für das Zeitintervall t ($t = 1, \dots, q$) wird mit β_{0t} und der zu schätzende P -dimensionale Parametervektor der Prädiktoren mit $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_P)'$ bezeichnet. Die *Baselinehazardrate* stellt dabei eine Hazardrate ohne Berücksichtigung von Prädiktoren dar. Eine allgemeine Modellformulierung verknüpft die Linearkombination $\beta_{0t} + x'\beta$ mit der Hazardrate $\lambda(t|x)$ durch eine eindeutige und hinreichend oft differenzierbare Linkfunktion $g(\cdot)$ gemäß

$$g(\lambda(t|x)) = \beta_{0t} + x'\beta. \quad (4.7)$$

Die Responsefunktion $h(\cdot)$ entspricht der Umkehrfunktion der Linkfunktion $g(\cdot)$:

$$\lambda(t|x) = g^{-1}(\beta_{0t} + x'\beta) = h(\beta_{0t} + x'\beta). \quad (4.8)$$

Da bei langen Beobachtungszeiträumen oder kurzen Zeitintervallen die Anzahl der Baselinemodellparameter β_{0t} sehr groß werden kann, besteht daneben die Möglichkeit, die Baselinehazardrate durch einen Polynom- oder Spline-Ansatz zu approximieren (vgl. Box-Steffensmeier u. Jones (2004, S. 75 ff.), vgl. Singer u. Willett (2003, S. 408 ff.)).

Durch die Verwendung einer geeigneten Link- bzw. Responsefunktion ($g(\cdot)$ bzw. $h(\cdot)$) wird der Wertebereich von λ , dem Charakter einer bedingten Wahrscheinlichkeit entsprechend, auf das Intervall $[0, 1]$ beschränkt. Bei einer direkten linearen Modellierung der Hazardrate durch $\lambda(t|x) = \beta_{0t} + x'\beta$ sind hingegen entsprechende Restriktionen nötig.

Da der Regressionsansatz in (4.7) bzw. (4.8) dem Grundmodell eines univariaten generalisierten (verallgemeinerten) linearen Modells (GLM) entspricht (vgl. Fahrmeir u. a. (1996a, S. 244 f.)), können die im Rahmen der GLM benutzten Methoden

zur Bestimmung der Schätzer der Modellparameter und der zugehörigen Varianzen verwendet werden. Wird bei der Ermittlung der Schätzer $\hat{\beta}_{0t}$ und $\hat{\beta}$ für die Modellparameter β_{0t} und β die Maximum-Likelihood-Methode (ML-Methode) verwendet, gelten Existenz und Eindeutigkeit sowie asymptotische Eigenschaften des ML-Schätzers für den Regressionsansatz in (4.7) bzw. (4.8) (vgl. Fahrmeir u. a. (1996a, S. 256 ff.)). Die bei den GLM verwendeten Tests linearer Hypothesen können ebenfalls angewendet werden. Auf sie wird später in Abschnitt 4.8 genauer eingegangen.

Für konkret gewählte Link- bzw. Responsefunktionen ergeben sich spezielle diskrete Hazardraten-Modelle. Zu den gebräuchlichsten zeitdiskreten Hazardraten-Modellen gehören das gruppierte Cox-Modell und das Logitmodell.

4.4.2 Das gruppierte Cox-Modell

Das *gruppierte Cox-Modell* ist eine zeitdiskrete Darstellung des zeitstetigen Cox-Modells, welches auch als *Proportional Hazards Modell von Cox* für zeitstetige Verweildauern (PHM) bezeichnet wird. Die Hazardrate beim zeitstetigen Cox-Modell wird mit

$$\lambda(\tilde{t}|x) = \lambda_0(\tilde{t}) \exp(x'\beta) \quad (4.9)$$

modelliert, wobei der Prädiktorenvektor x prinzipiell auch von der stetigen Zeit \tilde{t} abhängen kann (vgl. Cox (1972)). Cox entwickelte eine semiparametrische Schätzmethode, die sog. „Partial-Likelihood-Methode“, um die Effekte der Prädiktoren ohne eine vorherige Spezifizierung der Baselinehazardrate $\lambda_0(\tilde{t})$ identifizieren zu können (vgl. Cox (1975)).

Das PHM besteht aus dem Produkt einer Baselinehazardrate $\lambda_0(\tilde{t})$, die eine unbekannte und vom Prädiktorenvektor x unabhängige Funktion ist, und einem Proportionalitätsfaktor, der die Einflußgrößen x_1, \dots, x_P enthält. Eine derartige Formulierung der Hazardrate führt dazu, dass das Verhältnis der Hazardraten zweier Untersuchungseinheiten i und j mit unterschiedlichen zeitkonstanten Prädiktoren unabhängig von der Zeit ist:

$$\begin{aligned} \frac{\lambda(\tilde{t}|x_i)}{\lambda(\tilde{t}|x_j)} &= \frac{\lambda_0(\tilde{t}) \exp(x_i'\beta)}{\lambda_0(\tilde{t}) \exp(x_j'\beta)} \\ &= \exp((x_i - x_j)'\beta). \end{aligned} \quad (4.10)$$

Trotz dieser restriktiven Eigenschaft hat sich das PHM vor allem in der Biometrie durchgesetzt. Kritik wird insbesondere an der charakteristischen Eigenschaft des Modells, der *Proportionalität*, geübt. Aus der Theorie der Anwendungsgebiete ist die Annahme von proportionalen Hazardraten selten zu rechtfertigen. Sie kann unter Umständen sogar falsch sein bzw. widerlegt werden (vgl. Lancaster (1990, S. 57)).

Zum Umgang mit nicht proportionalen Daten vgl. Collett (1994, S. 267 ff.) und vgl. Therneau u. Grambsch (2000, S. 142 ff.).

Die Übertragung von Gleichung (4.9) auf ein zeitdiskretes Modell erfolgt, indem die zeitstetige Verweildauer \tilde{T} auf einer in Intervalle zerlegten Zeitachse betrachtet wird (vgl. Hamerle u. Tutz (1989, S. 31 ff.), vgl. Jenkins (2005, S. 40 ff.)). Für die zeitstetige Survivorfunktion erhält man in diesem Fall

$$\begin{aligned} P(\tilde{T} \geq a_t|x) &= S(a_t|x) = \exp\left(-\int_0^{a_t} \lambda(u|x)du\right) \\ &= \exp\left(-\exp(x'\beta) \int_0^{a_t} \lambda_0(u)du\right). \end{aligned} \quad (4.11)$$

Wenn die zwischen der diskreten Zeitdauer T und der stetigen Zeitdauer \tilde{T} vorliegende Beziehung

$$P(T > t) = P(\tilde{T} \geq a_t) \quad (4.12)$$

ausgenutzt wird, und zusätzlich der Parameter ξ_t als

$$\xi_t = \begin{cases} -\infty & \text{für } t = 0, \\ \ln \int_0^{a_t} \lambda_0(u)du & \text{für } t = 1, \dots, q, \\ \infty & \text{für } t = q + 1, \end{cases} \quad (4.13)$$

definiert wird, wobei $\int_0^{a_t} \lambda_0(u)du$ die *integrierte Baselinehazardrate* zur Zeit a_t beschreibt, erhält man als alternative Darstellung der Survivorfunktion

$$P(T > t|x) = P(\tilde{T} \geq a_t|x) = \exp[-\exp(\xi_t + x'\beta)] \quad (4.14)$$

für $t = 1, \dots, q$. Ferner lässt sich die die Wahrscheinlichkeit für einen Ereigniseintritt im Intervall $[a_{t-1}, a_t)$ als

$$\begin{aligned} P(T = t|x) &= S(a_{t-1}|x) - S(a_t|x) \\ &= \exp[-\exp(\xi_{t-1} + x'\beta)] - \exp[-\exp(\xi_t + x'\beta)] \end{aligned} \quad (4.15)$$

schreiben. Mit (4.14) und (4.15) ergibt sich die diskrete Hazardrate als

$$\begin{aligned} \lambda(t|x) &= \frac{S(a_{t-1}|x) - S(a_t|x)}{S(a_{t-1}|x)} \\ &= 1 - \frac{S(a_t|x)}{S(a_{t-1}|x)} \\ &= 1 - \frac{\exp[-\exp(\xi_t + x'\beta)]}{\exp[-\exp(\xi_{t-1} + x'\beta)]}. \end{aligned} \quad (4.16)$$

Definiert man $\beta_{0t} = \ln [\exp(\xi_t) - \exp(\xi_{t-1})]$, d. h. β_{0t} beschreibt die logarithmierte Differenz zwischen der integrierten Baselinehazardrate, jeweils ausgewertet am Ende bzw. zu Beginn des Intervalls $[a_{t-1}, a_t)$, so lässt sich Gleichung (4.16) umformen zu

$$\begin{aligned} \ln[-\ln(1 - \lambda(t|x))] &= \ln [\exp(\xi_t) - \exp(\xi_{t-1})] + x'\beta \\ &= \beta_{0t} + x'\beta. \end{aligned} \quad (4.17)$$

Wird Gleichung (4.17) zurück nach $\lambda(t|x)$ aufgelöst, ergibt sich schließlich die Hazardrate für das *Cox-Modell für diskrete Verweildauern (gruppiertes Cox-Modell)* (vgl. Hamerle u. Tutz (1989, S. 33), vgl. Kalbfleisch u. Prentice (2002, S. 47), vgl. Lawless (2003, S. 383), vgl. Prentice u. Gloeckler (1978)) als

$$\lambda(t|x) = 1 - \exp[-\exp(\beta_{0t} + x'\beta)] \quad \text{für } t = 1, \dots, q. \quad (4.18)$$

Es ist zu beachten, dass die Form der stetigen Hazardrate aus Gleichung (4.9) in Gleichung (S4.18) nicht unmittelbar übernommen wird, und dass die Baselinehazardrate $\lambda_0(\tilde{t})$ nicht selbst, sondern nur in ihrer „verdichteten“ Form als Parameter β_{0t} in den Ansatz einfließt. Durch den Übergang vom zeitstetigen PHM zum gruppierten Cox-Modell bleibt der Parametervektor β unverändert. Damit ist bezüglich der Effekte der Prädiktoren mit diesem diskreten Modell die gleiche Analyse wie mit dem PHM möglich (vgl. Allison (1982, S. 73)). Die bei der stetigen Form vorliegende Eigenschaft proportionaler Hazardraten geht bei der diskreten Formulierung hingegen i. A. verloren (vgl. Hamerle u. Tutz (1989, S. 33)).

Für die Linkfunktion $g(\cdot)$ ergibt sich beim gruppierten Cox-Modell nach Gleichung (4.17) die Spezifikation

$$g(\lambda(t|x)) = \ln[-\ln(1 - \lambda(t|x))], \quad (4.19)$$

d. h. die Anwendung der komplementären Log-Log-Funktion auf die Hazardrate liefert im Ergebnis eine Linearkombination der Parameter und der Prädiktoren.

4.4.3 Das Logitmodell

Beim *Logitmodell* wird die vom Zeitintervall und den Prädiktoren abhängige zeitdiskrete Hazardrate analog der Regressionsmodelle für eine dichotome abhängige Variable durch die logistische Verteilungsfunktion spezifiziert. Die abhängige Variable entsteht dadurch, dass in jedem Zeitintervall t zwischen den zwei Situationen $\{T = t|T \geq t, x\}$ und $\{T > t|T \geq t, x\}$, d. h. zwischen dem bedingten Ereignisseintritt und dem bedingten Nicht-Ereigniseintritt, unterschieden wird.

Die bedingte Wahrscheinlichkeit, dass das Ereignis im Intervall t eintritt, also die Situation $\{T = t | T \geq t, x\}$, lässt sich schreiben als

$$\lambda(t|x) = \frac{\exp(\beta_{0t} + x'\beta)}{1 + \exp(\beta_{0t} + x'\beta)} \quad \text{für } t = 1, \dots, q. \quad (4.20)$$

Daraus folgt, dass die bedingte Wahrscheinlichkeit, das fragliche Intervall t zu überleben, d. h. die Situation $\{T > t | T \geq t, x\}$, ausgedrückt werden kann durch

$$1 - \lambda(t|x) = \frac{1}{1 + \exp(\beta_{0t} + x'\beta)} \quad \text{für } t = 1, \dots, q. \quad (4.21)$$

Die Darstellung der Parameter in einer Linearkombination mit den Prädiktoren resultiert in der Anwendung der natürlichen Logit-Linkfunktion

$$g(\lambda(t|x)) = \text{logit}(\lambda(t|x)) = \ln \frac{\lambda(t|x)}{1 - \lambda(t|x)} = \beta_{0t} + x'\beta. \quad (4.22)$$

Diese Funktion drückt $\lambda(t|x)$ über *Log Odds* aus, d. h. über das logarithmierte Verhältnis zwischen der Chance (die auf die Prädiktoren und das Erreichen des betrachteten Zeitintervalls bedingte Wahrscheinlichkeit) für einen Ereigniseintritt und der Chance, das entsprechende Intervall zu überleben (vgl. Allison (1984, S. 17 f.)).

Ein ähnliches Modell wurde von Cox (1972) vorgestellt, bei dem das zeitstetige PHM formal für diskrete Zeiten in einem *Proportional Odds Modell* verallgemeinert wird:

$$\frac{\lambda(t|x)}{1 - \lambda(t|x)} = \exp(x'\beta) \frac{\lambda_0(t)}{1 - \lambda_0(t)}. \quad (4.23)$$

Das Proportional Odds Modell ist äquivalent zu einem *linearen Log Odds Modell* (vgl. Kalbfleisch u. Prentice (2002, S. 48)). Wird $\frac{\lambda_0(t)}{1 - \lambda_0(t)}$ durch $\exp(\beta_{0t})$ ersetzt, ergibt sich das Logitmodell aus Gleichung (4.22). Die Prädiktoreffekte β können semiparametrisch geschätzt werden, wenn die Baselineparameter β_{0t} als Nuisanceparameter und damit wie im zeitstetigen PHM unspezifiziert bleiben (vgl. Cox u. Oakes (1984, S. 103 f.)).

Durch Verkürzen der Intervalllänge nähert sich das Logitmodell dem gruppierten Cox-Modell an (vgl. Fahrmeir u. Tutz (2001, S. 403)), vgl. Thompson, Jr. (1977)). Das zeitstetige PHM stellt einen Spezialfall eines Logitmodells dar, falls die Anzahl der Intervalle sehr groß und die Intervalllänge sehr klein gewählt werden (vgl. Allison (1984, S. 22), vgl. Maul (1994)).

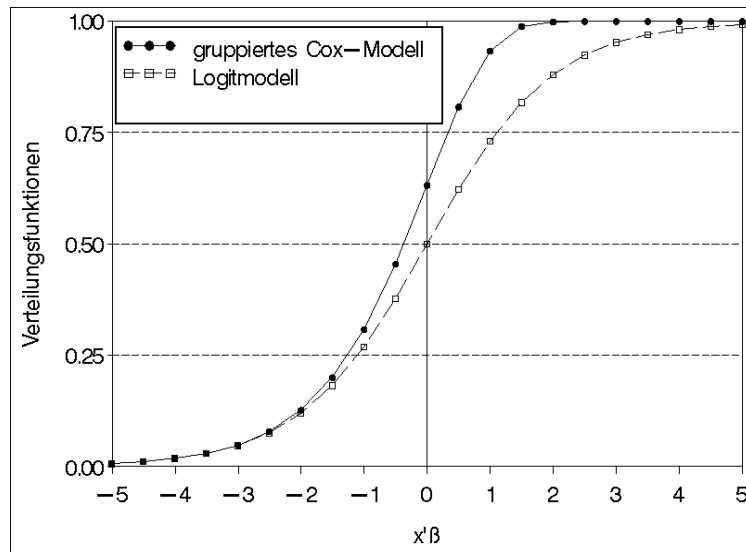


Abbildung 4.1: Verteilungsfunktionen des gruppierten Cox-Modells und des Logitmodells

In Abbildung 4.1 sind die Verteilungsfunktionen des Logitmodells und des gruppierten Cox-Modells abgebildet. Man kann erkennen, dass die zu dem Logitmodell gehörende Verteilungsfunktion bei Hazardraten um 0,5 eine punktsymmetrische Gestalt hat, während die dem gruppierten Cox-Modell zugehörige Verteilungsfunktion asymmetrisch ist. Für kleine Hazardraten ist das gruppierte Cox-Modell dem Logitmodell sehr ähnlich, für $x'\beta \rightarrow \infty$ strebt die Verteilungsfunktion des gruppierten Cox-Modells allerdings schneller gegen 1 (vgl. Agresti (2002, S. 248), vgl. Box-Steffensmeier u. Jones (2004, S. 74)).

4.4.4 Weitere zeitdiskrete Hazardraten-Modelle

Neben dem gruppierten Cox-Modell und dem Logitmodell existieren noch drei weitere zeitdiskrete Hazardraten-Modelle, deren Ansatz zum Teil so allgemein gehalten ist, dass die bisher betrachteten Hazardraten-Modelle als Spezialfälle davon betrachtet werden können.

Das Modell mit proportionaler diskreter Hazardrate

Beim *Modell mit proportionaler diskreter Hazardrate* wird die zeitstetige Formulierung des PHM direkt übernommen:

$$\lambda(t|x) = \lambda_{0t} \exp(x'\beta) \quad \text{für } t = 1, \dots, q. \quad (4.24)$$

Wie im Falle des zeitstetigen PHM ist auch bei dieser Spezifizierung der Hazardrate das Verhältnis zweier Hazardraten – unter der Voraussetzung, dass die Prädiktoren zeitkonstant sind – von der Zeit unabhängig. Somit ist die Proportionalitätseigenschaft in diesem Hazardraten-Modell erfüllt. Da $\lambda(t|x)$ eine bedingte Wahrscheinlichkeit beschreibt, gilt jedoch die Einschränkung $0 \leq \lambda(t|x) \leq 1$. Dies hat im Gegensatz zu den anderen in dieser Arbeit betrachteten zeitdiskreten Hazardraten-Modellen zur Folge, dass der zulässige Wertebereich des Parametervektors β eingeschränkt ist (vgl. Hamerle u. Tutz (1989, S. 36)).

Das Modell nach Aranda-Ordaz

Im Modell nach Aranda-Ordaz (1983) wird die Hazardrate unter Hinzunahme eines weiteren Parameters α definiert als

$$\lambda(t|x) = \begin{cases} 1 - \exp[-\exp(\beta_{0t} + x'\beta)] & \text{für } \alpha = 0, \\ 1 - \exp[-(1 + \alpha(\beta_{0t} + x'\beta))^{\frac{1}{\alpha}}] & \text{für } \alpha \neq 0, \end{cases} \quad (4.25)$$

für $t = 1, \dots, q$. Die Linkfunktion $g(\cdot)$ lässt sich folglich schreiben als

$$g(\lambda(t|x)) = \begin{cases} \ln[-\ln(1 - \lambda(t|x))] & \text{für } \alpha = 0, \\ \frac{[-\ln(1 - \lambda(t|x))]^{\alpha} - 1}{\alpha} & \text{für } \alpha \neq 0. \end{cases} \quad (4.26)$$

Je nach Wahl des Parameters α entstehen so nicht nur zeitdiskrete Formen multiplikativer Modelle vom Typ des Cox-Modells, sondern auch additive Hazardraten-Modelle. Der Spezialfall $\alpha = 0$ liefert das gruppierte Cox-Modell, bei dem die Hazardrate mit einer komplementären Log-Log-Funktion transformiert wird (s. Gleichung (4.19)). Für den Spezialfall $\alpha = 1$ erhält man ein gruppiertes additives Modell, bei dem die Hazardrate mit der negativen komplementären Log-Funktion in der Form

$$-\ln(1 - \lambda(t|x)) = 1 + \beta_{0t} + x'\beta \quad (4.27)$$

transformiert wird (vgl. Fahrmeir u. Tutz (2001, S. 402 f.)).

Sequentielle Modelle

Alle bisher beschriebenen zeitdiskreten Hazardraten-Modelle können als Spezialfälle von sog. „sequentuellen“ Modellen aufgefasst werden (vgl. Fahrmeir u. Tutz (2001, S. 92 ff.), vgl. Hamerle u. Tutz (1989, S. 40 ff.)). Diese werden durch eine dem Prozess zugrundeliegende *latente* (nicht beobachtbare) Variable motiviert. Man kann sich darunter z. B. die „Summe der die Lebensdauer verlängernden Kräfte“ (Hamerle u. Tutz (1989, S. 40)) vorstellen.

Sei die latente Variable $U_t(x)$ modelliert durch $U_t(x) = u_t(x) + \epsilon_t$, wobei $u_t(x) = E(U_t(x))$ den vom Prädiktorenvektor x abhängigen Erwartungswert von $U_t(x)$ und ϵ_t eine Störvariable mit der Verteilungsfunktion F darstellen.

Der Prozess beginnt mit dem ersten erreichten Zustand im Zeitintervall $[a_0, a_1)$. Die diskrete Verweildauer endet in diesem Anfangszustand, wenn gilt

$$T = 1 \quad \text{gegeben } x \quad \iff \quad U_1(x) < \theta_1, \quad (4.28)$$

d. h. der Prozess endet, wenn die latente Variable $U_1(x)$ einen fixen Schwellenwert θ_1 nicht überschreitet. Gilt jedoch $U_1(x) \geq \theta_1$, so wird eine neue latente Variable $U_2(x)$ mit einer unabhängigen Störvariable ϵ_2 realisiert, und der Prozess endet, wenn gilt

$$T = 2 \quad \text{gegeben } T \geq 2, x \quad \iff \quad U_2(x) < \theta_2. \quad (4.29)$$

Wird der Schwellenwert θ_2 hingegen erreicht oder überschritten, wird der Prozess entsprechend fortgesetzt. Der dem Prozess zugrundeliegende *sequentielle Mechanismus* lässt sich in einer allgemeinen Form für $t = 1, \dots, q$ schreiben als

$$T = t \quad \text{gegeben } T \geq t, x \quad \iff \quad U_t(x) < \theta_t. \quad (4.30)$$

Mit der Verteilungsfunktion F der Störvariable ϵ_t können zeitdiskrete Hazardraten-Modelle damit allgemein über

$$\lambda(t|x) = P(T = t | T \geq t, x) = F(\theta_t - u_t(x)) \quad (4.31)$$

dargestellt werden. Wählt man mit $u_t(x) = x'\beta$ einen linearen Ansatz und führt geeignete Umparametrisierungen durch, ergibt sich

- (a) mit der logistischen Verteilung $F(z) = \frac{1}{1 + \exp(-z)}$ das Logitmodell,
- (b) mit der doppelten Exponentialverteilung $F(z) = 1 - \exp(-\exp(z))$ das gruppierte Cox-Modell und
- (c) mit $F(z) = \exp(z)$ und $z < 0$ das Modell mit proportionaler diskreter Hazardrate.

4.5 Unvollständige und bedingte Verweildauern

4.5.1 Zensierung

Charakteristisch für Datensituationen der Verweildaueranalyse ist, dass die interessierende Größe „Verweildauer“ teilweise nur *unvollständig* gemessen werden kann. Eine Verweildauer ist *zensiert*, wenn nur bekannt ist, dass sie innerhalb eines vorgegebenen begrenzten Beobachtungszeitraums begann oder endete. Folglich ist für einen Teil der Untersuchungseinheiten die Verweildauer (vom Eintritt in den interessierenden bis zum Austritt aus dem interessierenden Zustand) nicht exakt bekannt.

Sehr häufig thematisierte *rechtszensierte* Daten liegen vor, wenn am Ende des Beobachtungszeitraums a_q das interessierende Ereignis noch nicht eingetreten ist und kein Zustandswechsel stattfand, das *Ende* der Verweildauer einer Untersuchungseinheit also unbekannt ist. Im Gegensatz dazu handelt es sich um *linkszensierte* Daten, wenn die Dauer, die eine Untersuchungseinheit vor dem Beobachtungsbeginn a_0 bereits in einem interessierenden Zustand verbracht hat, unbekannt ist und damit der *Beginn* einer Verweildauer nicht beobachtet wurde. Um linkszensierte Verweildauern schätzen zu können, müssen vereinfachende Annahmen getroffen werden, z. B. dass die unbeobachtete Vergangenheit vor a_0 keinen Einfluss auf den weiteren Prozessverlauf hat (vgl. Hamerle (1991)). Auf linkszensierte Daten wird in den folgenden Ausführungen – abgesehen von der exemplarischen Illustration von zensierten und/oder trunkierten Verweildauern in Unterabschnitt 4.5.3 – nicht weiter eingegangen, da im Anwendungsteil dieser Arbeit der Beginn eines Kraftfahrtversicherungsvertrages stets bekannt ist. Zensierung bezeichnet daher im Folgenden verkürzend den Fall der Rechtszensierung.

Es ist nicht zu empfehlen, nur den unzensierten Datenanteil zu analysieren und damit den Stichprobenumfang zu reduzieren, da dies zu verzerrten Schätzungen führen kann (vgl. Blossfeld u. a. (1986, S. 72)). Lange Verweildauern, bei denen ein Zustandswechsel nur selten stattfindet, sind mit größerer Wahrscheinlichkeit zensiert als eher kurze Verweildauern, bei denen ein Zustandswechsel häufiger stattfindet. Außerdem vergrößert ein aus Zeit- oder Kostengründen eher zu klein gewählter Beobachtungszeitraum noch zusätzlich den Anteil zensierter Daten (vgl. Singer u. Willett (2003, S. 317)).

Zensierte Daten dürfen auch nicht mit vollständig fehlenden Daten gleichgesetzt werden, da die Information, dass die Verweildauer mindestens so lang wie die beobachtete Dauer ist, bekannt und deshalb auszunutzen ist. Wenn zensierte Daten vereinfachend wie unzensierte Daten behandelt werden, indem unterstellt wird, dass im Zensierungszeitpunkt das interessierende Ereignis eingetreten ist, wird die wahre Verweildauer unterschätzt, was wiederum zu verzerrten Schätzungen führen kann (vgl. Allison (1982, S. 65), vgl. Tuma u. Hannan (1979, S. 213)).

Üblicherweise werden drei Mechanismen unterschieden, wie zensierte Daten entstehen können. Die folgenden Ausführungen zu den Zensierungsmechanismen orientieren sich an Hamerle u. Tutz (1989, S. 13 f.) und Klein u. Moeschberger (2003, S. 64 ff.).

Typ-1-Zensierung (fixe Zeitzensierung)

Bei der *Typ-1-Zensierung* oder auch *fixen Zeitzensierung* wird für jede Untersuchungseinheit $i \in \{1, \dots, n\}$ vor Beginn der Untersuchung ein fester Beobachtungszeitraum c_i vorgegeben. Beobachtbar ist $t_i = \min(T_i, c_i)$, wobei T_i die Verweildauer einer Untersuchungseinheit i beschreibt. Ein häufig anzutreffender Spezialfall ist, die Zensierungszeit für alle Untersuchungseinheiten gleich festzulegen, d. h. $c_i = c$ für alle $i = 1, \dots, n$. Wenn darüber hinaus erlaubt ist, dass jede Untersuchungseinheit i zu unterschiedlichen Zeitpunkten in die Studie eintreten kann, aber das Studienende fest vorgegeben ist, handelt es sich um eine *verallgemeinerte Typ-1-Zensierung*. In diesem Fall ist die individualspezifische Zensierungszeit c_i mit Studieneintritt bekannt (vgl. Klein u. Moeschberger (2003, S. 67)).

Typ-2-Zensierung (Ausfallzensierung)

Bei der *Typ-2-Zensierung* oder auch *Ausfallzensierung*, die häufig im technischen Bereich vorkommt, wird hingegen die Untersuchung beendet, wenn eine vorgegebene Anzahl von Zustandswechseln bzw. Ereignissen stattgefunden hat. Somit ist das Ende des Beobachtungszeitraums zufällig, aber für alle Untersuchungseinheiten identisch. Letztlich gilt auch hier $c_i = c$ für alle $i = 1, \dots, n$, aber c ist nicht vorgegeben, sondern die Realisierung einer Zufallsvariable, die sich erst im Verlauf der Untersuchung einstellt. Die Typ-2-Zensierung ist für den weiteren Gang der Untersuchungen nicht von Bedeutung, da in dieser Arbeit ausschließlich Ein-Episoden-Modelle mit einem absorbierenden Zielzustand untersucht werden. Dies bedeutet, dass das interessierende Ereignis nicht wiederholt auftreten kann.

Typ-3-Zensierung (zufällige Zensierung)

Die *Typ-3-Zensierung* oder auch *zufällige Zensierung* stellt eine Verallgemeinerung der Typ-1-Zensierung dar. Dabei sind für eine Untersuchungseinheit i sowohl die Zensierungszeit C_i als auch die Verweildauer T_i Zufallsvariablen. Beide werden als voneinander unabhängig vorausgesetzt. Wie im Fall der Typ-1-Zensierung ist lediglich $t_i = \min(T_i, C_i)$ beobachtbar. Die zufällige Zensierung ist ein Spezialfall der *Zensierung konkurrierender Risiken* (vgl. Klein u. Moeschberger (2003, S. 69)). Bei der zufälligen Zensierung scheiden einige Untersuchungseinheiten nicht durch das interessierende Ereignis, sondern durch ein damit konkurrierendes Ereignis aus der Studie aus. Eine solche Situation entsteht beispielsweise, wenn Patienten aufgrund eines Wohnortwechsels nicht weiter beobachtet werden können (Lost Cases) oder wegen Nebenwirkungen die Therapie abbrechen müssen (Drop Outs) (vgl. Spatz (1999, S. 16)).

Die drei dargestellten Zensierungsmechanismen können auch kombiniert werden. So wird z. B. bei einer Kombination von Typ-1- und Typ-3-Zensierung eine Beobachtung dann beendet, wenn entweder ein konkurrierendes Ereignis im Beobachtungszeitraum zufällig eingetreten ist oder das Ende des Beobachtungszeitraums erreicht wurde.

In der Anwendung vorliegende Zensierungsmechanismen

In der hier vorgenommenen Analyse des vom Versicherungsnehmer initiierten Hauptfälligkeitswechsels in der Kraftfahrtversicherung liegen ausreichende Daten nur innerhalb eines begrenzten Zeitfensters mit festem Studienbeginn und -ende vor. Das Datum des Datenabzugs aus der Datenbank der WPV stellt das Studienende dar. Versicherungsverträge können innerhalb dieses Beobachtungsfensters zu unterschiedlichen Zeitpunkten beginnen. Mit dem Beginn eines Versicherungsvertrages ist auch dessen vertragsspezifische Zensierungszeit bekannt, so dass Versicherungsverträge, die am Studienende noch im Versicherungsbestand verweilen, als *fix zeitzensiert* behandelt werden. Hingegen werden Versicherungsverträge, die während ihrer Beobachtungszeit nicht durch das interessierende Ereignis, sondern durch einen konkurrierenden Beendigungsgrund (z. B. durch das im Schadenfall ausgeübte Kündigungsrecht des Versicherers) den Kraftfahrtversicherungsbestand verlassen (s. Unterabschnitt 3.4.2), als *zufällig zensiert* betrachtet.

Die Information, ob die Verweildauer selbst oder die Zensierungszeit beobachtet wird, wird durch einen individuellen Zensierungsindikator zum Ausdruck gebracht:

$$\delta_i = \begin{cases} 1, & \text{falls } t_i \text{ nicht zensiert ist,} \\ 0, & \text{falls } t_i \text{ zensiert ist,} \end{cases} \quad i = 1, \dots, n. \quad (4.32)$$

4.5.2 Trunkierung

Im Falle der Zensierung werden alle Untersuchungseinheiten berücksichtigt, selbst wenn deren Verweildauer teilweise nur unvollständig gemessen werden kann. Im Gegensatz dazu wird von *Trunkierung* gesprochen, wenn nur die Untersuchungseinheiten in die Studie aufgenommen werden, die eine bestimmte *Bedingung* erfüllen. Der Trunkierung liegt damit ein *Selektionsmechanismus* zugrunde (vgl. Hosmer u. Lemeshow (1999, S. 18), vgl. Jenkins (2005, S. 5), vgl. Lawless (2003, S. 67 ff.)). Man kann zwischen rechts- und linkstrunkierten Verweildauern unterscheiden.

Rechtstrunkierung

Von *Rechtstrunkierung* wird gesprochen, wenn in die Studie nur Untersuchungseinheiten aufgenommen werden, bei denen vor Studienbeginn das interessierende Ereignis bereits eingetreten ist. Die Verweildauer T_i einer Untersuchungseinheit i muss also bis zum Schluß des Beobachtungszeitraums a_q geendet haben. Dies bedeutet,

dass T_i nur dann beobachtet wird, wenn $T_i < R_i$, wobei R_i die Rechtstrunkierungszeit der Untersuchungseinheit i bezeichnet (vgl. Klein u. Moeschberger (2003, S. 73)). Durch diesen Selektionsmechanismus werden Untersuchungseinheiten mit relativ langen Verweildauern systematisch ausgeschlossen.

Ein typisches Beispiel für eine Rechtstrunkierung stellt die Analyse von Risikofaktoren für die Zeit bis zur Diagnose von Krebs dar. Die untersuchten Patienten sind in einem Krebsregister aufgenommen, so dass sichergestellt ist, dass das interessierende Ereignis bei ihnen bereits eingetreten ist (vgl. Hosmer u. Lemeshow (1999, S. 21)). Auf rechtstrunkierte Daten wird in den folgenden Ausführungen nicht weiter eingegangen, da im Rahmen der Stornoanalysen nicht ausschließlich bereits durch den Versicherungsnehmer zur Hauptfälligkeit stornierte Kraftfahrtversicherungsverträge untersucht werden, sondern auch solche Verträge, die noch nicht storniert worden sind und während des Beobachtungszeitraums durch ein konkurrierendes Ereignis ausscheiden könnten.

Linkstrunkierung

Es handelt sich um *Linkstrunkierung*, wenn die Verweildauer T_i einer Untersuchungseinheit i den Beginn a_0 des Beobachtungszeitraums erreichen muss. D. h. T_i wird nur dann beobachtet, wenn $T_i > L_i$, wobei L_i die Linkstrunkierungszeit der Untersuchungseinheit i bezeichnet. Die Linkstrunkierungszeit ist die Zeit, die die Untersuchungseinheit vor Eintritt in die Studie bereits verweilte, ohne dass das interessierende Ereignis eingetreten ist. Sie wird auch als *verzögerte Eintrittszeit* bezeichnet, da eine Untersuchungseinheit nur von dieser Zeit an bis zum Eintritt des interessierenden Ereignisses oder der Zensur beobachtet wird. Untersuchungseinheiten, deren Verweildauer durch den Eintritt des interessierenden Ereignisses vor a_0 bereits endete, sind hingegen nicht beobachtbar. Im Gegensatz zur *Linkszensur* ist im Falle der Linkstrunkierung der Beginn der Verweildauer bekannt. Die Verweildauer einer Untersuchungseinheit kann auch gleichzeitig linkstrunkiert und rechtszensiert sein.

Das Verkürzen von Vertragsdauern, die vor dem Studienbeginn begonnen haben, auf die Beobachtungsdauer, oder gar das Ignorieren dieser Vertragsdauern in den Analysen, ist nicht zu empfehlen, da es zu verzerrten Schätzungen führen kann (vgl. Kalbfleisch u. Lawless (1992)).

Wahl des Beobachtungsbeginns und des frühestmöglichen Vertragsbeginns für die Stornoanalysen

Die Wahl des Beginns des Beobachtungszeitraums in den hier durchgeführten Stornoanalysen wurde im Wesentlichen von zwei Faktoren bestimmt. Zum einen standen die für die Stornoanalysen benötigten Daten nur für einen begrenzten in die Vergangenheit reichenden Zeitraum in der Datenbank der WPV zur Verfügung. Zum anderen musste sichergestellt werden, dass im Beobachtungszeitraum möglichst keine gra-

vierenden Strukturbrüche, z. B. durch Tarifänderungen oder Bedingungsanpassungen, erfolgten. Denn einerseits lassen sich aussagekräftige Ergebnisse nur ableiten, wenn keine oder kaum Strukturbrüche vorliegen, andererseits kann die Problematik von Strukturbrüchen bei einer Verweildaueranalyse noch verstärkt zum Vorschein gelangen, da alle Untersuchungseinheiten auf einen „natürlichen Nullpunkt“ bezogen werden, so dass die Kalenderzeitbetrachtung verloren geht.

Aufgrund der in der Kraftfahrtversicherung geltenden automatischen Vertragsverlängerung und der von der WPV ausgeübten Praxis, bei einem Fahrzeugwechsel den alten Kraftfahrtversicherungsvertrag mit dem Ersatzfahrzeug weiterzuführen, verweilt ein Kraftfahrtversicherungsvertrag tendenziell lange im Bestand der WPV. Da bei vielen Verträgen der Vertragsbeginn weit vor dem Studienbeginn liegt, ist ein hoher Anteil der untersuchten Kraftfahrversicherungsverträge linkstrunkiert. Als frühestmögliches Jahr eines Vertragsbeginns wurde das Jahr 1996 gewählt, d. h. alle Verträge sind nach der Deregulierung des deutschen Versicherungsmarktes abgeschlossen worden.

4.5.3 Illustration von Zensierung und Trunkierung

Abbildung 4.2 illustriert die Verweildauern der Untersuchungseinheiten A bis G. Auf der horizontalen Achse ist die Kalenderzeit, die mit a bezeichnet ist, abgetragen. Der Beobachtungszeitraum ist zeitlich durch den Beginnzeitpunkt a_0 und den Endzeitpunkt a_q begrenzt. Ein b am linken Ende einer Linie kennzeichnet, dass der Beginnzeitpunkt bekannt ist, während ein e am rechten Ende einer Linie den Zeitpunkt des Eintritts des interessierenden Ereignisses anzeigt. Nur die Verweildauer der Untersuchungseinheit F kann vollständig beobachtet werden, da in diesem Fall sowohl der Beginnzeitpunkt b als auch der Ereigniszeitpunkt e innerhalb des Beobachtungszeitraums liegen. In allen anderen Fällen sind die Verweildauern unvollständig (zensiert) und/ oder bedingt (trunkiert).

Ein c am rechten Ende einer Linie zeigt den Rechtszensierungszeitpunkt an. Rechtszensierung kann zwei Ursachen haben: Die Verweildauer einer Untersuchungseinheit ist fix zeitzensiert (verallgemeinert Typ-1-zensiert), wenn sie am Ende des Beobachtungszeitraums noch nicht beendet ist (s. Untersuchungseinheit C), während sie zufällig zensiert ist, wenn die Untersuchungseinheit nicht durch das interessierende Ereignis, sondern ein damit konkurrierendes Ereignis innerhalb des Beobachtungszeitraums aus der Studie ausscheidet (s. Untersuchungseinheit D).

Hat eine Untersuchungseinheit vor dem Beobachtungsbeginn a_0 bereits eine gewisse aber unbekannte Zeit in dem interessierenden Zustand verbracht, weil der Beginn der Verweildauer nicht beobachtet wurde, ist die Verweildauer linkszensiert (s. Untersuchungseinheit A). Ist hingegen der Beginn bekannt und verweilte die Untersu-

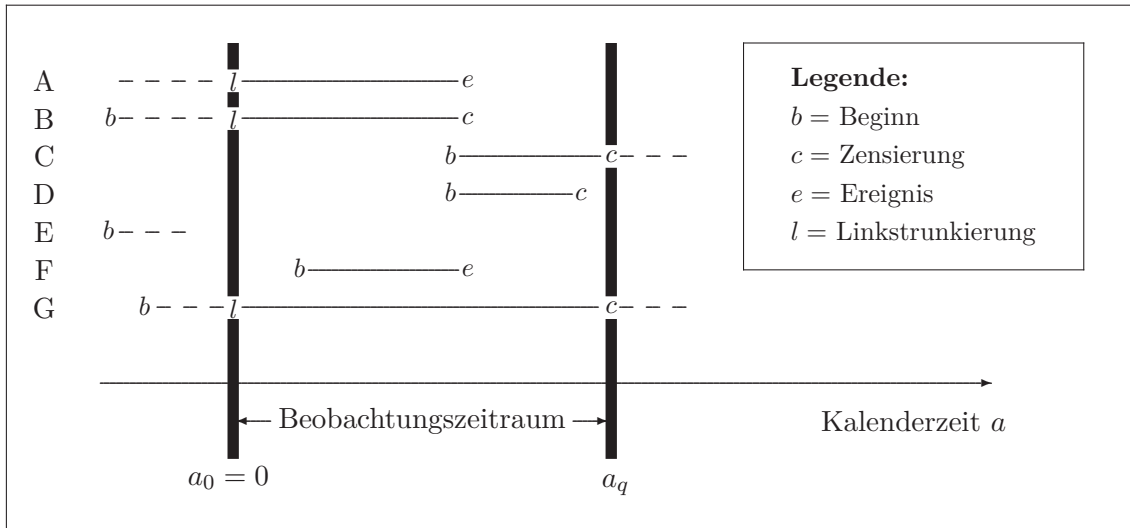


Abbildung 4.2: Vollständig beobachtete, zensierte und linkstrunkierte Verweildauern (eigene Darstellung)

chungseinheit vor dem Eintritt in die Studie zum Zeitpunkt a_0 bereits in dem interessierenden Zustand, ohne dass das interessierende Ereignis eingetreten ist, ist die Verweildauer linkstrunziert, was mit einem l zum Zeitpunkt a_0 angedeutet wird (s. Untersuchungseinheit B). Endet im letztgenannten Fall die Verweildauer aber bereits vor a_0 durch den Eintritt des interessierenden Ereignisses, kann die Untersuchungseinheit nicht beobachtet werden (s. Untersuchungseinheit E). Untersuchungseinheit G ist gleichzeitig linkstrunziert und rechtszensiert.

4.6 Likelihoodkonstruktion bei diskret erhobenen Daten

Zur Bestimmung der unbekanntenen Modellparameter im Rahmen der ML-Methode ist zunächst aus dem Regressionsansatz für ein Hazardraten-Modell eine Likelihoodfunktion für Ein-Episoden-Modelle bei einem Zielzustand abzuleiten. Zwei besonders zu beachtende Probleme sind hierbei die Berücksichtigung zensierter und linkstrunzierter Untersuchungseinheiten. Als Zensierungsmechanismus wird im Folgenden nur die Typ-3-Zensierung (zufällige Zensierung) mit dem in (4.32) definierten Zensierungsindikator δ_i bei der Konstruktion der Likelihoodfunktion berücksichtigt.

Nimmt man *Unabhängigkeit* zwischen der Verweildauer T_i und der Zensierungszeit C_i einer Untersuchungseinheit i , $i = 1, \dots, n$, an, ergibt sich ohne Berücksichtigung von Prädiktoren als Wahrscheinlichkeit für eine unzensierte Beobachtung im Intervall t_i ($t_i, \delta_i = 1$)

$$P(T_i = t_i, \delta_i = 1) = P(T_i = t_i) \cdot P(C_i > t_i). \quad (4.33)$$

Entsprechend ist die Wahrscheinlichkeit für eine zensierte Beobachtung im Intervall t_i ($t_i, \delta_i = 0$) durch

$$P(C_i = t_i, \delta_i = 0) = P(T_i > t_i) \cdot P(C_i = t_i) \quad (4.34)$$

gegeben. Dabei wird vorausgesetzt, dass die Zensierung am Ende des Intervalls $[a_{t_{i-1}}, a_{t_i})$ erfolgt (vgl. Fahrmeir u. Tutz (2001, S. 404 f.), vgl. Hamerle u. Tutz (1989, S. 44)). (4.33) und (4.34) lassen sich zusammenfassen und als Beitrag einer Untersuchungseinheit i zur Likelihoodfunktion ohne Berücksichtigung von Prädiktoren ergibt sich

$$\mathcal{L}_i = P(T_i = t_i)^{\delta_i} \cdot P(T_i > t_i)^{1-\delta_i} \cdot P(C_i > t_i)^{\delta_i} \cdot P(C_i = t_i)^{1-\delta_i}. \quad (4.35)$$

Nicht informative zufällige Zensierung

Im Folgenden wird unterstellt, dass die Zensierungszeit C_i *nicht informativ* ist, die Verteilung, die den Zensierungsmechanismus steuert, also nicht von den die Verteilung der T_i determinierenden Parametern abhängt, insbesondere bei Hinzunahme von Prädiktoren nicht von den Regressionskoeffizienten (vgl. Blossfeld u. a. (1986, S. 74), vgl. Hamerle u. Tutz (1989, S. 44), vgl. Lagakos (1979)). Bei Annahme eines nicht informativen Zensierungsmechanismus sind die unzensierten Untersuchungseinheiten weiterhin repräsentativ für alle, die in der Studie wären, hätte eine Zensierung nie stattgefunden (vgl. Lawless (2003, S. 60), vgl. Singer u. Willett (2003, S. 318 f.)).

An dieser Stelle soll kurz diskutiert werden, ob bei den im Rahmen dieser Arbeit durchgeführten Stornoanalysen sämtliche Fälle einer zufälligen Zensierung als nicht informativ eingestuft werden können.

Eine vom Versicherer ausgehende Kündigung eines Kraftfahrtversicherungsvertrages (also: zufällige Zensierung), z. B. ordentlich zum Hauptfälligkeitstermin, im Schadensfall oder wegen Nichtzahlung des Folgebeitrags, wird vom Versicherungsnehmer i. A. nicht beeinflusst. Ein Versicherungsnehmer hat zwar die Möglichkeit, z. B. durch die dauerhafte Nichtzahlung des Folgebeitrags, die Stornierung des Versicherungsvertrages durch den Versicherer zu provozieren. Diese Option des Versicherungsnehmers spielt aber eher in Versicherungssparten mit mehrjähriger Vertragsdauer, so z. B.

in der privaten Unfallversicherung, eine Rolle. Daher werden im weiteren Verlauf sämtliche Fälle, in denen der *Versicherer* sein Kündigungsrecht ausübt, als *nicht informativ* für die mögliche Entscheidung des Versicherungsnehmers, den Versicherungsvertrag zum nächstmöglichen Hauptfälligkeitstermin zu beenden, angesehen.

Die in Unterabschnitt 3.4.2 dargestellten außerordentlichen Vertragsbeendigungen (also: zufällige Zensierungen), die ein Versicherungsnehmer neben einer ordentlichen Vertragsbeendigung ausüben kann, könnten jedoch informativ für einen in der nahen Zukunft vom Versicherungsnehmer beabsichtigten Hauptfälligkeitswechsel sein.

Ein Versicherungsnehmer, der sein Fahrzeug aus Altersgründen abschafft, so dass das versicherte Risiko dauerhaft wegfällt, dürfte einen Wechsel des Versicherers zur Hauptfälligkeit nicht in Erwägung gezogen haben. In diesem Fall besteht nach der Vertragsbeendigung für den Versicherungsnehmer kein Versicherungsbedarf mehr. Aus diesem Grund wird ein Wagniswegfall als *nicht informativ* für die Wahrscheinlichkeit, zum nächstmöglichen Hauptfälligkeitstermin den Versicherer zu wechseln, eingestuft.

Schwieriger ist der Fall einzuschätzen, wenn ein Versicherungsnehmer, der mit der Betreuung durch seinen Vermittler nicht zufrieden ist, auf den nächstmöglichen Zeitpunkt wartet, um zu einem alternativen Kraftfahrtversicherer zu wechseln. In dieser Situation wird er nicht den nächsten Hauptfälligkeitstermin abwarten, wenn er bereits vorher unterjährig die Möglichkeit eines Versichererwechsels hat. Zu den unterjährigen Beendigungsgründen gehören zum einen der Eintritt eines Schadenfalls und zum anderen die Veräußerung des Fahrzeugs mit dem anschließenden Kauf eines Ersatzfahrzeugs. Im ersten Fall kann der Versicherungsnehmer für sein bisheriges Kraftfahrzeug, im zweiten Fall für sein neu angeschafftes Ersatzfahrzeug bei einem anderen Versicherer Versicherungsschutz suchen. In beiden Fällen besteht eine zeitliche Abhängigkeit mit dem nicht mehr ausübbareren Recht des Versicherungsnehmers, zur Hauptfälligkeit zu kündigen. Da ein Versicherer aber i. d. R. die Motive des Versicherungsnehmers, den bestehenden Versicherungsvertrag zu beenden, nicht kennt, wird im Anwendungsteil dieser Arbeit auch in allen Fällen, in denen der Versicherungsvertrag durch den *Versicherungsnehmer* außerordentlich beendet wird, von einem *nicht informativen* Zensierungsmechanismus ausgegangen.

Unter der Annahme, dass die Zensierungsmechanismen nicht informativ sind, können die beiden letzten Faktoren in Gleichung (4.35) zu einem konstanten Faktor c_i zusammengefasst werden (vgl. Hamerle u. Tutz (1989, S. 44)). Die Gesamt-Likelihoodfunktion für alle Untersuchungseinheiten lässt sich dann ausdrücken als

$$\mathcal{L} = c \cdot \prod_{i=1}^n P(T_i = t_i)^{\delta_i} \cdot S(t_i)^{1-\delta_i}, \quad (4.36)$$

mit $c = \prod_{i=1}^n c_i = \prod_{i=1}^n P(C_i > t_i)^{\delta_i} P(C_i = t_i)^{1-\delta_i}$ und $S(t_i) = P(T_i > t_i)$.

Unter Berücksichtigung des Prädiktorenvektors x_i und der als Funktionen der zeitdiskreten Hazardrate ausgedrückten Survivorfunktion in (4.5) bzw. der Abgangswahrscheinlichkeit in (4.6) lässt sich der Beitrag \mathcal{L}_i einer Untersuchungseinheit i zur Likelihoodfunktion formulieren als

$$\begin{aligned}\mathcal{L}_i &= P(T_i = t_i | x_i)^{\delta_i} \cdot P(T_i > t_i | x_i)^{1-\delta_i} \\ &= \left[\frac{\lambda(t_i | x_i)}{1 - \lambda(t_i | x_i)} \prod_{s=1}^{t_i} (1 - \lambda(s | x_i)) \right]^{\delta_i} \left[\prod_{s=1}^{t_i} (1 - \lambda(s | x_i)) \right]^{1-\delta_i} \\ &= \left(\frac{\lambda(t_i | x_i)}{1 - \lambda(t_i | x_i)} \right)^{\delta_i} \prod_{s=1}^{t_i} (1 - \lambda(s | x_i))\end{aligned}\quad (4.37)$$

(vgl. Jenkins (2005, S. 72), vgl. Singer u. Willett (1993, S. 170)). Die Gesamt-Likelihoodfunktion ergibt sich dann als das Produkt der individuellen Likelihoodbeiträge zu

$$\mathcal{L} = \prod_{i=1}^n \mathcal{L}_i = \prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{\lambda(t_i | x_i)}{1 - \lambda(t_i | x_i)} \right)^{\delta_i} \prod_{s=1}^{t_i} (1 - \lambda(s | x_i)) \right]. \quad (4.38)$$

Durch Logarithmieren von Gleichung (4.38) erhält man als Gesamt-Log-Likelihoodfunktion

$$\ln \mathcal{L} = \sum_{i=1}^n \left[\delta_i \ln \left(\frac{\lambda(t_i | x_i)}{1 - \lambda(t_i | x_i)} \right) + \sum_{s=1}^{t_i} \ln(1 - \lambda(s | x_i)) \right]. \quad (4.39)$$

Die Gesamt-Log-Likelihoodfunktion in (4.39) kann modifiziert werden, wenn ein Ereignisindikator y_{is} eingeführt wird, wobei $i = 1, \dots, n$ und $s = 1, \dots, t_i$. Wenn die Untersuchungseinheit i nicht zensiert ist ($\delta_i = 1$), tritt das interessierende Ereignis im Zeitintervall t_i ein, so dass alle y_{is} Null sind mit Ausnahme des letzten beobachteten Zeitintervalls $s = t_i$, in dem y_{is} den Wert Eins annimmt. Im Gegensatz dazu, wenn die Untersuchungseinheit i zensiert ist ($\delta_i = 0$), tritt das interessierende Ereignis in keinem Zeitintervall, eingeschlossen dem letzten Zeitintervall $s = t_i$, ein, so dass alle y_{is} , eingeschlossen dem für das Intervall t_i , Null sind (vgl. Allison (1982, S. 75)). Der Ereignisindikatorvektor y_i einer Untersuchungseinheit i ist folglich definiert als

$$y'_i = (y_{i1}, \dots, y_{it_i}) = \begin{cases} (0, 0, \dots, 1), & \text{falls } \delta_i = 1, \\ (0, 0, \dots, 0), & \text{falls } \delta_i = 0. \end{cases} \quad (4.40)$$

Daraus ergibt sich (vgl. Singer u. Willett (1993))

$$\begin{aligned}\sum_{s=1}^{t_i} y_{is} \ln \left(\frac{\lambda(s | x_i)}{1 - \lambda(s | x_i)} \right) &= \begin{cases} \ln \left(\frac{\lambda(t_i | x_i)}{1 - \lambda(t_i | x_i)} \right), & \text{falls } \delta_i = 1, \\ 0, & \text{falls } \delta_i = 0, \end{cases} \\ &= \delta_i \ln \left(\frac{\lambda(t_i | x_i)}{1 - \lambda(t_i | x_i)} \right).\end{aligned}\quad (4.41)$$

Durch Ersetzen des ersten Terms in der eckigen Klammer in Gleichung (4.39) mit (4.41) wird der Zensierungsindikator aus der Gesamt-Log-Likelihoodfunktion eliminiert und durch binäre Realisierungen des Verweildauerprozesses Y_{is} ersetzt. Das bedeutet, dass die Gesamt-Log-Likelihoodfunktion für das Hazardraten-Modell $\lambda(t|x_i) = h(\beta_{0t} + x'_i\beta)$ gegeben ist als

$$\begin{aligned} \ln \mathcal{L} &= \sum_{i=1}^n \left[\sum_{s=1}^{t_i} y_{is} \ln \left(\frac{\lambda(s|x_i)}{1 - \lambda(s|x_i)} \right) + \sum_{s=1}^{t_i} \ln(1 - \lambda(s|x_i)) \right] \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{s=1}^{t_i} [y_{is} \ln \lambda(s|x_i) + (1 - y_{is}) \ln(1 - \lambda(s|x_i))] . \end{aligned} \quad (4.42)$$

Die Gesamt-Log-Likelihoodfunktion in (4.42) entspricht der Gesamt-Log-Likelihoodfunktion von $\sum_{i=1}^n t_i$ Beobachtungen y_{is} ($i = 1, \dots, n$ und $s = 1, \dots, t_i$) eines binären Regressionsmodells $P(Y_{is} = 1|x_i) = \lambda(s|x_i) = h(\beta_{0s} + x'_i\beta)$, in dem Y_{is} dichotome Zufallsvariablen und $\lambda(s|x_i)$ die auf das Erreichen des Zeitintervalls s und die Prädiktoren x_i bedingte Wahrscheinlichkeit für einen Ereignisseintritt im Zeitintervall s beschreiben.

Daher können die ML-Schätzer der Modellparameter bei den hier betrachteten diskreten Hazardraten-Modellen wie im Rahmen von verallgemeinerten linearen Modellen mit Standardsoftware-Paketen wie z. B. SAS bestimmt werden (vgl. Fahrmeir u. Tutz (2001, S. 406 f.), vgl. Hamerle u. Tutz (1989, S. 46 ff.), vgl. Singer u. Willett (1993, S. 171)). Das am weitesten verbreitete Iterationsverfahren zur numerischen Berechnung der ML-Schätzer stellt die eng an das Newton-Raphson-Verfahren angelehnte *Fisher-Scoring-Methode* dar (vgl. dazu ausführlich Fahrmeir u. Tutz (2001, S. 41 ff.)). Die Tatsache, dass ein zeitdiskretes Hazardraten-Modell wie ein binäres Regressionsmodell geschätzt werden kann, wurde bereits von Brown (1975) diskutiert.

Durch den Übergang von dem Zensierungsindikator δ_i zu dem Ereignisindikator y_{is} ($i = 1, \dots, n$ und $s = 1, \dots, t_i$) ist die Datenstruktur reorganisiert worden: von einer Beobachtung pro Verweildauer einer Untersuchungseinheit zu einer Beobachtung für jedes Zeitintervall, in dem die Untersuchungseinheit dem Risiko ausgesetzt ist, dass das interessierende Ereignis eintritt (vgl. Jenkins (1995), vgl. Singer u. Willett (2003, S. 379 ff.)). Man spricht daher von „Untersuchungseinheit/Zeitintervall“-Daten.

Im reorganisierten Datensatz können *zeitveränderliche Prädiktoren* x_{is} ($i = 1, \dots, n$ und $s = 1, \dots, t_i$) leicht berücksichtigt werden, da der Wert eines Prädiktors im Zeitintervall s dem entsprechenden Zeitintervall im Untersuchungseinheit/Zeitintervall-Datensatz zugeordnet werden kann (vgl. Allison (1982, S. 63), vgl. Singer u. Willett (2003, S. 427)).

Bei der hier durchgeführten Analyse des Hauptfälligkeitswechsels in der Kraftfahrtversicherung ist die Untersuchungseinheit ein Kraftfahrtversicherungsvertrag, wobei dessen Vertragslaufzeit in Jahren gemessen wird. Im reorganisierten Datensatz stellt somit eine Beobachtung den Zustand eines Kraftfahrtversicherungsvertrages in einem Vertragsjahr dar. Der Ereignisindikator y_{is} ($i = 1, \dots, n$ und $s = 1, \dots, t_i$) nimmt bei einem unzensierten Vertrag in einem Vertragsjahr den Wert 1 an, in dem der Versicherungsvertrag vom Versicherungsnehmer ordentlich gekündigt worden ist, ansonsten den Wert 0. Bei einem zensierten Versicherungsvertrag wird dem Ereignisindikator in allen beobachteten Vertragsjahren der Wert 0 zugewiesen.

Linkstrunkierung

Eine zentrale Annahme für die Konstruktion der Likelihoodfunktion bei linkstrunkierten Daten ist die *Unabhängigkeit* der Linkstrunkierungszeit L von der Verweildauer T bis zum Eintritt des interessierenden Ereignisses (vgl. Klein u. Moeschberger (2003, S. 126), vgl. Lawless (2003, S. 67)). Diese Annahme lässt sich durch die Hazardrate $\lambda(\cdot)$ gegeben die Prädiktoren x ausdrücken als

$$\lambda(t|x) = \frac{P(T = t|L = l, T > L, x)}{P(T \geq t|L = l, T > L, x)} = \frac{P(T = t|x)}{P(T \geq t|x)}. \quad (4.43)$$

Ist eine Untersuchungseinheit zur Zeit l_i linkstrunkiert, dann ist der Likelihoodbeitrag \mathcal{L}_i einer Untersuchungseinheit i aus (4.37) zu bedingen auf das Überleben des Intervalls l_i , also durch die Survivorfunktion $S(l_i)$ zu dividieren. Da sich die Survivorfunktion zur Zeit l_i als

$$S(l_i) = \prod_{s=1}^{l_i} (1 - \lambda(s|x_i)) \quad (4.44)$$

ausdrücken lässt, lautet der Likelihoodbeitrag einer Untersuchungseinheit i unter Berücksichtigung von zensierten und linkstrunkierten Daten (vgl. Jenkins (1995), vgl. Guo (1993))

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_i &= \frac{\left(\frac{\lambda(t_i|x_i)}{1 - \lambda(t_i|x_i)} \right)^{\delta_i} \prod_{s=1}^{t_i} (1 - \lambda(s|x_i))}{S(l_i)} \\ &= \left(\frac{\lambda(t_i|x_i)}{1 - \lambda(t_i|x_i)} \right)^{\delta_i} \frac{\prod_{s=1}^{t_i} (1 - \lambda(s|x_i))}{\prod_{s=1}^{l_i} (1 - \lambda(s|x_i))} \\ &= \left(\frac{\lambda(t_i|x_i)}{1 - \lambda(t_i|x_i)} \right)^{\delta_i} \prod_{s=l_i+1}^{t_i} (1 - \lambda(s|x_i)). \end{aligned} \quad (4.45)$$

Die Gesamt-Likelihoodfunktion ergibt sich dann als das Produkt der individuellen Likelihoodbeiträge zu

$$\mathcal{L} = \prod_{i=1}^n \mathcal{L}_i = \prod_{i=1}^n \left[\left(\frac{\lambda(t_i|x_i)}{1 - \lambda(t_i|x_i)} \right)^{\delta_i} \prod_{s=l_i+1}^{t_i} (1 - \lambda(s|x_i)) \right]. \quad (4.46)$$

Nach Logarithmieren der Gesamt-Likelihoodfunktion und Ersetzen des Zensierungsindikators δ_i durch den Ereignisindikator y_{is} ergibt sich im Falle von zensierten und linkstrunkierten Daten die Gesamt-Log-Likelihoodfunktion als

$$\ln \mathcal{L} = \sum_{i=1}^n \sum_{s=l_i+1}^{t_i} [y_{is} \ln \lambda(s|x_i) + (1 - y_{is}) \ln(1 - \lambda(s|x_i))]. \quad (4.47)$$

Die Gesamt-Log-Likelihoodfunktion mit Linkstrunkierung in (4.47) unterscheidet sich von der Gesamt-Log-Likelihoodfunktion ohne Linkstrunkierung in (4.42) also nur dadurch, dass in der zweiten Summe von $l_i + 1$ und nicht von 1 an bis zur letzten beobachteten Zeit t_i summiert wird. Sie entspricht der Gesamt-Log-Likelihoodfunktion von $\sum_{i=1}^n (t_i - l_i)$ Beobachtungen y_{is} ($i = 1, \dots, n$ und $s = l_i + 1, \dots, t_i$) eines binären Regressionsmodells $P(Y_{is} = 1|x_i) = \lambda(s|x_i) = h(\beta_{0s} + x_i'\beta)$.

Durch die Berücksichtigung von linkstrunkierten Untersuchungseinheiten ($l_i > 0$) kann die Verweildauer T nicht nur Werte bis q , sondern bis $q^* = \sup_{i=1, \dots, n} \{t_i\} > q$ annehmen, wobei q^* das letzte beobachtete Zeitintervall aller Untersuchungseinheiten in der Stichprobe bezeichnet. Das bedeutet, dass die Verweildauer T_i einer Untersuchungseinheit i bis zum Eintritt des interessierenden Ereignisses größer als q sein kann. Es gehen dann aber nur die Zeitintervalle s ab dem Eintritt in den Beobachtungszeitraum $l_i + 1$ in die Gesamt-Log-Likelihoodfunktion ein.

Es wird angenommen, dass sich die Werte der einzelnen P Prädiktoren über die Zeitintervalle s ($s \in \{1, \dots, q^*\}$) verändern können. Innerhalb eines einzelnen Zeitintervalls werden sie hingegen als zeitkonstant angesetzt. Der zeitveränderliche P -dimensionale Prädiktorenvektor lässt sich dann ausdrücken als $x_s = (x_{1s}, \dots, x_{Ps})'$. Ferner sei $D_s = (D_{1s}, \dots, D_{q^*s})'$ ein zeitveränderlicher q^* -dimensionaler Designvektor, der Dummyvariablen für die einzelnen Zeitintervalle (Zeitindikatoren) enthält, wobei $D_{1s} = 1$, wenn $s = 1$ ist, und $D_{1s} = 0$, wenn $s \neq 1$ ist. Entsprechend sind die Zeitindikatoren D_{2s}, \dots, D_{q^*s} definiert.

Die über die Linkfunktion g mit der Linearkombination $\beta_{0s} + x_s'\beta$ verknüpfte Hazardrate $\lambda(s|x_s)$ kann nach der Einführung der Zeitindikatoren alternativ formuliert werden als (vgl. Singer u. Willett (1993))

$$\begin{aligned} g(\lambda(s|x_s)) &= D_s'\beta_0 + x_s'\beta \\ &= (\beta_{01}D_{1s} + \dots + \beta_{0q^*}D_{q^*s}) + (\beta_1x_{1s} + \dots + \beta_Px_{Ps}), \end{aligned} \quad (4.48)$$

wobei der q^* -dimensionale Vektor $\beta_0 = (\beta_{01}, \dots, \beta_{0q^*})'$ den Effekt der Baselinehazardrate in jedem Zeitintervall s und der Parametervektor $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_P)'$ den zeitkonstanten Effekt der Prädiktoren x_{1s}, \dots, x_{Ps} auf die Baselinehazardrate beschreiben. Man erkennt, dass bei der Dummykodierung der Baselinehazardrate kein Achsenabschnitt berücksichtigt worden ist. Der Vorteil dieses Vorgehens besteht darin, dass diese Form der Darstellung der Baselinehazardrate leicht zu interpretieren ist.

Alternativ kann in Gleichung (4.48) auch ein Achsenabschnitt β_{00} eingeführt werden. In diesem Fall ist einer der Zeitindikatoren, z. B. D_{1s} , aus dem Modell zu eliminieren, um eine exakte lineare Abhängigkeit (Multikollinearität) der Zeitindikatoren auszuschließen. Der Designvektor D_s ist entsprechend zu ersetzen durch den neuen Designvektor $D_s^* = (1, D_{2s}, \dots, D_{q^*s})'$, der als erstes Element die Konstante 1 enthält. Mit dem modifizierten Parametervektor $\beta_0^* = (\beta_{00}, \beta_{02}, \dots, \beta_{0q^*})'$ der Effekte der Baselinehazardrate lässt sich Gleichung (4.48) somit schreiben als

$$\begin{aligned} g(\lambda(s|x_s)) &= D_s^{*'} \beta_0^* + x_s' \beta \\ &= (\beta_{00} + \beta_{02} D_{2s} + \dots + \beta_{0q^*} D_{q^*s}) + (\beta_1 x_{1s} + \dots + \beta_P x_{Ps}) . \end{aligned} \quad (4.49)$$

Wird als Linkfunktion $g(\cdot)$ z. B. die natürliche Logit-Linkfunktion gewählt und werden keine Prädiktoren im Modell berücksichtigt, drückt β_{00} die Logit-Hazardrate im ersten Zeitintervall aus, und β_{02} bis β_{0q^*} repräsentieren Abweichungen gegenüber dieser Logit-Hazardrate in jedem der darauffolgenden Zeitintervalle (vgl. Singer u. Willett (1993, S. 176)).

Illustration der Reorganisation der Datenstruktur: Vertrag/Jahr-Sicht

Die Reorganisation der Datenstruktur von einer Beobachtung pro Verweildauer zu einer Beobachtung für jedes Zeitintervall, in dem eine Untersuchungseinheit unter dem Risiko steht, dass das interessierende Ereignis eintritt, soll am Beispiel der Analyse des vom Versicherungsnehmer initiierten Hauptfälligkeitswechsels in der Kraftfahrtversicherung dargestellt werden.

Der Beobachtungszeitraum erstreckt sich vom 01.01.2001 bis zum 01.11.2005. Exemplarisch werden nur zwei Kraftfahrtversicherungsverträge betrachtet (s. Tabelle 4.2). Für beide Versicherungsverträge liegen Informationen über den Vertragsbeginn und das -ende vor. Vertrag 1 beginnt innerhalb des Beobachtungszeitraums, wobei sein erstes Vertragsjahr kein volles Jahr umfasst, sondern ein Rumpfversicherungsjahr darstellt und somit bei der Bestimmung der Vertragslaufzeit nicht mitgezählt wird. Da der Vertrag 1 drei volle Jahre im Kraftfahrtversicherungsbestand verweilte und zum Ende des dritten Vertragsjahres durch einen Hauptfälligkeitswechsel seitens des Versicherungsnehmers endete, ist dessen letztes beobachtetes Vertragsjahr $t_1 = 3$. Vertrag 2 begann vor dem Beginn der Studie und ist daher linkstrunkiert. Da er wie Vertrag 1 unterjährig begann, wird das erste Rumpfversicherungsjahr ignoriert. Vertrag 2 lief von 1999 bis 2004 sechs volle Jahre und war am Beobachtungsende noch

im Bestand. Das letzte nicht vollständig beendete Vertragsjahr wird – im Gegensatz zu einem Rumpfversicherungsjahr zu Beginn eines Versicherungsvertrages – bei der Bestimmung der Vertragslaufzeit mitgezählt, da der Vertrag 2 den vorangegangenen 01.01. überdauert hat und folglich Vertragsinformationen für dieses letzte Rumpfversicherungsjahr vorliegen. Vertrag 2 ist also letztmalig im Rumpfversicherungsjahr $t_2 = 7$ beobachtet worden.

| Vertrag | Beginn | Ende | Geschlecht | Jahresbeitrag | | | | | δ | T |
|---------|----------|----------|------------|---------------|--------|--------|--------|--------|----------|-----|
| | | | | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | | |
| 1 | 20.06.01 | 01.01.05 | 1 | . | 560,40 | 561,20 | 571,20 | . | 1 | 3 |
| 2 | 10.12.98 | 01.11.05 | 0 | 155,90 | 163,80 | 173,60 | 188,20 | 211,00 | 0 | 7 |

Tabelle 4.2: Beispieldatensatz in Vertrag-Sicht

Zusätzlich ist in Tabelle 4.2 für jeden Versicherungsvertrag i ($i = 1, 2$) angegeben, ob er im letzten beobachteten Vertragsjahr t_i zensiert ($\delta_i = 0$) oder nicht zensiert ($\delta_i = 1$) ist. Die Vertragslaufzeit wird in diesem Beispiel von zwei Prädiktoren erklärt: einem zeitkonstanten Prädiktor *Geschlecht*, der den Wert 1 annimmt, wenn der Versicherungsnehmer männlich ist, und 0 sonst, und dem zeitveränderlichen Prädiktor *Jahresbeitrag*, wobei dessen Wert jeweils zum 01.01. eines Kalenderjahres in € bestimmt wird. Fehlende Werte des Jahresbeitrags in einzelnen Vertragsjahren sind mit „.“ gekennzeichnet. Bei Vertrag 1 fehlt die Information über den Jahresbeitrag sowohl im Jahr 2001 als auch im Jahr 2005, da er am 01.01.2001 noch nicht im Kraftfahrtversicherungsbestand war und zum 01.01.2005 ordentlich vom Versicherungsnehmer gekündigt worden ist.

Der Beispieldatensatz in Vertrag-Sicht wird anschließend entsprechend der Anzahl der beobachteten und zum Teil auch nicht beobachteten Vertragsjahre der einzelnen Verträge aufgesplittet und in eine Vertrag/Jahr-Sicht überführt (s. Tabelle 4.3). Da das letzte beobachtete Vertragsjahr beider Verträge $q^* = \sup\{3, 7\} = 7$ ist, sind sieben Dummyvariablen D_1, \dots, D_7 , die die einzelnen Vertragsjahre indizieren, einzuführen. Ferner ist der Zensierungsindikator δ durch den Ereignisindikator Y ersetzt worden.

Vertrag 1 endet im dritten Vertragsjahr durch einen Hauptfälligkeitswechsel, so dass der Ereignisindikator in den ersten beiden Jahren den Wert Null aufweist ($y_{11} = y_{12} = 0$) und im dritten Jahr den Wert Eins ($y_{13} = 1$). Vertrag 2 bestand mit Eintritt in die Studie bereits zwei Vertragsjahre, ohne dass er storniert worden ist. In den ersten beiden Jahren steht er folglich nicht mehr unter dem Risiko, storniert zu werden. Daher wird der Ereignisindikator des Vertrages 2 in diesen beiden Jahren als fehlend („.“) gekennzeichnet ($y_{21} = y_{22} = \cdot$). Vertrag 2 ist fix zeitzensiert, so

| Vertrag | Jahr | Geschlecht | Jahresbeitrag | D_1 | D_2 | D_3 | D_4 | D_5 | D_6 | D_7 | Y |
|---------|------|------------|---------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-----|
| 1 | 1 | 1 | 560,40 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 1 | 2 | 1 | 561,20 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 1 | 3 | 1 | 571,20 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| 2 | 1 | 0 | . | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | . |
| 2 | 2 | 0 | . | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | . |
| 2 | 3 | 0 | 155,90 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 | 4 | 0 | 163,80 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 | 5 | 0 | 173,60 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| 2 | 6 | 0 | 188,20 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| 2 | 7 | 0 | 211,00 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |

Tabelle 4.3: Beispieldatensatz in Vertrag/Jahr-Sicht

dass der Ereignisindikator vom dritten bis zum siebten Jahr den Wert Null annimmt ($y_{23} = \dots = y_{27} = 0$).

Der zeitkonstante Prädiktor *Geschlecht* nimmt pro Vertrag in jedem Jahr den gleichen Wert an, während dem zeitveränderlichen Prädiktor *Jahresbeitrag* pro Vertrag der zu dem jeweiligen Vertragsjahr gehörige Wert zugeordnet wird. In den beiden Jahren, in denen Vertrag 2 nicht unter Risiko stand, fehlt auch die Information über die Höhe des Jahresbeitrags. Durch das Aufsplitten vergrößert sich der Beispieldatensatz mit ursprünglich zwei Datenzeilen in Vertrag-Sicht auf zehn Datenzeilen in Vertrag/Jahr-Sicht, wobei die ersten beiden Datenzeilen des Vertrages 2 aufgrund fehlender Werte bei der Schätzung der Modellparameter nicht berücksichtigt werden.

4.7 Berücksichtigung zufälliger Effekte

4.7.1 Unbeobachtete Heterogenität

Bislang wurde davon ausgegangen, dass sich die Untersuchungseinheiten durch die in ihrem zugehörigen Prädiktorenvektor x_s aufgenommenen beobachteten Merkmalsausprägungen im Zeitintervall s ($s = l + 1, \dots, t$) unterscheiden. Die Hazardrate ist jedoch i. d. R. nicht vollständig durch die in das Modell aufgenommenen unabhängigen Prädiktoren spezifiziert, sondern wird von weiteren, unbekanntem Merkmalen beeinflusst. Der Anspruch, die erhobenen Prädiktoren seien die einzigen, die einen Zustandswechsel beeinflussen, ist in verschiedenen Bereichen der angewandten Forschung, so z. B. in der Medizin, aber auch in den Sozial- und Wirtschaftswissen-

schaften, gar nicht zu erfüllen. Realistischer ist daher anzunehmen, dass sich die Untersuchungseinheiten neben der beobachteten Heterogenität durch weitere, nicht beobachtete Merkmale unterscheiden. In der Literatur wird in diesem Fall von „unbeobachteter Heterogenität“ gesprochen (vgl. Hamerle u. Tutz (1989, S. 101)).

Unbeobachtete Heterogenität kann entstehen, wenn wichtige Prädiktoren aus wirtschaftlichen oder anderen Gründen nicht erfasst werden können oder deren Relevanz nicht bekannt ist bzw. unterschätzt wird. Im Rahmen von Stornoanalysen ist den Versicherern bekannt, dass die Zufriedenheit eines Versicherungsnehmers mit dem Versicherer bzw. dem Versicherungsvermittler dessen Stornoneigung wesentlich beeinflusst. Ergebnisse aus Kundenzufriedenheitsbefragungen stehen aber i. d. R. den meisten Versicherern nicht auf der Ebene des einzelnen Vertrages, sondern nur in aggregierter Form zur Verfügung.

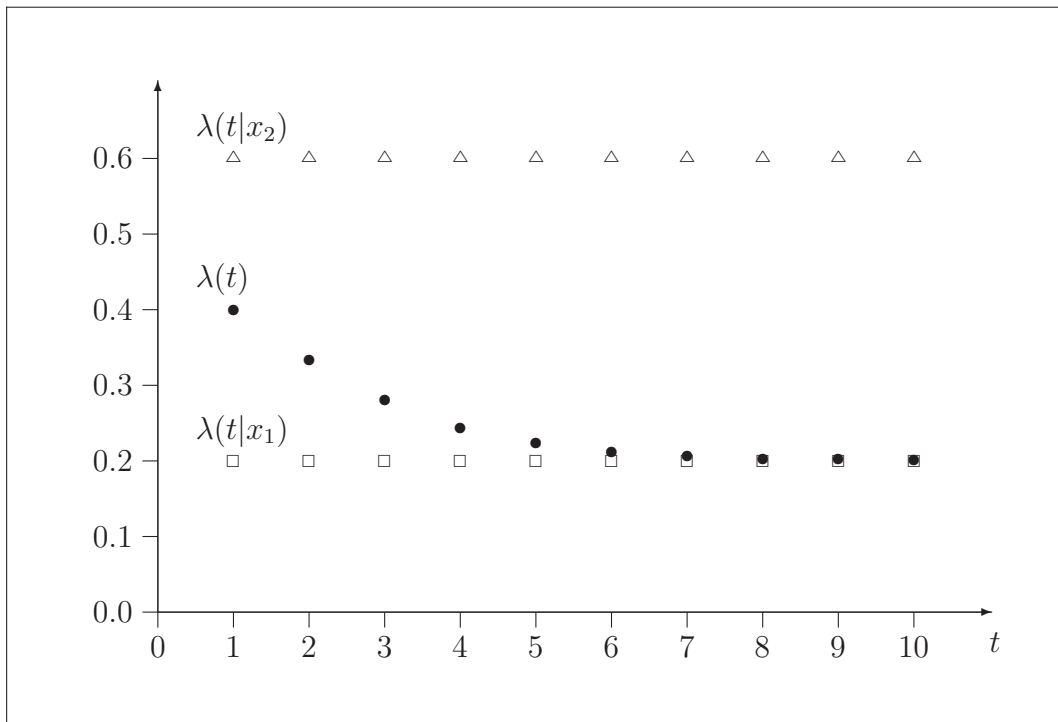


Abbildung 4.3: Auswirkung der Nichtberücksichtigung von unbeobachteter Heterogenität

Wie sich die Nichtberücksichtigung von unbeobachteter Heterogenität auf die Hazardrate auswirken kann, wird nachfolgend am Beispiel zweier Teilgesamtheiten x_k ($k = 1, 2$) einer Population veranschaulicht. Die Wahrscheinlichkeiten, dass eine Untersuchungseinheit einer der beiden Teilgesamtheiten angehört, seien $P(x_1)$ bzw.

$P(x_2)$, und es gelte

$$P(x_1) = P(x_2) = 0,5.$$

Die Hazardraten in jeder der Teilgesamtheiten seien konstant, aber nicht identisch, mit $\lambda_1 = \lambda_1(t|x_1) = 0,2$ und $\lambda_2 = \lambda_2(t|x_2) = 0,6$. Wird bei der Bildung der Hazardrate $\lambda(t)$ für die gesamte Population nicht berücksichtigt, dass sich diese aus zwei Teilgesamtheiten zusammensetzt, d. h. wird über ein unbeobachtetes Merkmal mit den Ausprägungen x_k ($k = 1, 2$) gemischt, ergibt sich für die Hazardrate der Gesamtpopulation (vgl. Hamerle u. Tutz (1989, S. 101 f.))

$$\lambda(t) = \frac{\sum_{k=1}^2 \lambda(t|x_k) S(t-1|x_k) P(x_k)}{\sum_{k=1}^2 S(t-1|x_k) P(x_k)}, \quad (4.50)$$

wobei $S(t-1|x_k)$ die Survivorfunktion bezeichnet. Abbildung 4.3 zeigt, dass die Nichtberücksichtigung der Populationsheterogenität für $\lambda_1 \neq \lambda_2$ nicht zu einer konstanten, sondern zu einer über die Zeitintervalle t fallenden Hazardrate $\lambda(t)$ für die Gesamtpopulation führt. Dieses Resultat lässt sich heuristisch damit begründen, dass zuerst diejenigen Untersuchungseinheiten aus der Stichprobe das Ereignis haben, die eine hohe Hazardrate besitzen, so dass mit zunehmender Zeit tendenziell die Untersuchungseinheiten in der beobachteten Stichprobe verbleiben, deren Hazardrate niedrig ist (vgl. Blossfeld u. a. (1986, S. 93 f.)). Grundsätzlich ergibt sich durch die Nichtberücksichtigung von unbeobachteter Heterogenität in der Tendenz eine Änderung der Hazardrate in Richtung *negativer Zeitabhängigkeit*. Das bedeutet, dass eine ansteigende Hazardrate langsamer ansteigend, während eine abnehmende Hazardrate schneller abnehmend erscheint (vgl. Blossfeld u. a. (1986, S. 95 f.)). Heckman u. Singer (1984, S. 77 f.) führen für dieses Verhalten der Hazardrate im zeitstetigen Fall den formalen Beweis.

Grundsätzlich kann unbeobachtete Heterogenität ausschließlich durch *feste* Parameter modelliert werden, indem für jede Untersuchungseinheit eine individuenspezifische Dummyvariable in das Modell aufgenommen wird und so ein zusätzlicher fester Parameter geschätzt wird. Problematisch ist jedoch bei diesem Vorgehen, dass die Anzahl der zu schätzenden Parameter größer als die Anzahl der Beobachtungen werden kann, was eine Parameterschätzung technisch unmöglich macht (vgl. Hamerle u. Tutz (1989, S. 107 f.)). Es bietet sich daher an, unbeobachtete Heterogenität nicht durch feste, sondern durch einen *zufälligen* Effekt zu modellieren. In Modellen mit einem zufälligen Effekt werden individuenspezifische Effekte als unabhängig und nach einer mischenden Verteilung identisch verteilt angenommen. Dieses alternative Vorgehen ist parametersparsamer. Ferner kann das Ignorieren von unbeobachteter Heterogenität zu substantiellen Verzerrungen bei den Effekten der beobachteten Prädiktoren führen (im zeitstetigen Fall vgl. z. B. Hougaard u. a. (1994)).

Die Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität in Form eines zufälligen Effekts bewirkt eine Änderung bei der Interpretation der Modellparameter. Bei den Modellen ohne Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität werden die Effekte *konstant* über alle Untersuchungseinheiten modelliert. Es handelt sich in diesem Fall um sog. „Population-Averaged“-Modelle (vgl. Fahrmeir u. Tutz (2001, S. 283)), so dass die Parameter als Effekte der Prädiktoren auf einen Zustandswechsel der Gesamtheit interpretiert werden können. Wird jedoch unbeobachtete Heterogenität berücksichtigt, so können die Parameter über die Untersuchungseinheiten *variieren*, so dass sich *untersuchungseinheitsspezifische* Modelle ergeben. In diesem Fall ändert sich die Interpretation der Modellparameter dahingehend, dass sie sich auf den Einfluss einzelner Prädiktoren für einen Zustandswechsel einer Untersuchungseinheit beziehen (vgl. Scheike u. Jensen (1997, S. 321)).

4.7.2 Marginale Likelihoodfunktionen bei linkstrunkierten Daten

Im Folgenden wird von der Hazardrate für das gruppierte Cox-Modell, dem zeitdiskreten Äquivalent des zeitstetigen Cox-Modells, aus Gleichung (4.18) ausgegangen, wobei die Prädiktoren der Untersuchungseinheit i ($i = 1, \dots, n$) zeitveränderlich sein können:

$$\lambda(t|(x_{is})_{s \leq t}) = \lambda(t|x_{it}) = 1 - \exp[-\exp(\beta_{0t} + x'_{it}\beta)]. \quad (4.51)$$

Der Beitrag einer unzensierten ($\delta_i = 1$) und linkstrunkierten Untersuchungseinheit zur Gesamt-Likelihoodfunktion lautet dann ausgehend von Gleichung (4.45)

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_i^{(1)}(\beta_{0t}, \beta) &= \lambda(t_i|x_{it}) \prod_{s=l_i+1}^{t_i-1} (1 - \lambda(s|x_{is})) \\ &= \lambda(t_i|x_{it}) \exp\left(-\sum_{s=l_i+1}^{t_i-1} \exp(\beta_{0s} + x'_{is}\beta)\right) \\ &= \exp[-\Lambda(l_i + 1, t_i - 1)] - \exp[-\Lambda(l_i + 1, t_i)] \end{aligned} \quad (4.52)$$

für $t_i \geq l_i + 1$, wobei $\Lambda(l_i + 1, t) = \sum_{s=l_i+1}^t \exp(\beta_{0s} + x'_{is}\beta)$ die kumulierte Hazardrate von $l_i + 1$ bis t bezeichnet.

Der Likelihoodbeitrag einer zensierten ($\delta_i = 0$) und linkstrunkierten Untersuchungseinheit lässt sich entsprechend schreiben als

$$\begin{aligned}\mathcal{L}_i^{(0)}(\beta_{0t}, \beta) &= \prod_{s=l_i+1}^{t_i} (1 - \lambda(s|x_{is})) \\ &= \exp \left[- \sum_{s=l_i+1}^{t_i} \exp(\beta_{0s} + x'_{is}\beta) \right] \\ &= \exp[-\Lambda(l_i + 1, t_i)].\end{aligned}\tag{4.53}$$

In der Hazardrate für das gruppierte Cox-Modell soll nun unbeobachtete Heterogenität explizit berücksichtigt werden. Es liegt nahe, unbeobachtete Heterogenität in multiplikativer Form durch einen zufälligen Effekt V_i ($i = 1, \dots, n$) in die Hazardrate beim zeitstetigen Cox-Modell aus Gleichung (4.9) einzuführen:

$$\begin{aligned}\lambda(\tilde{t}|x_{i\tilde{t}}, V_i = v_i) &= v_i \cdot \lambda(\tilde{t}|x_{i\tilde{t}}) \\ &= v_i \cdot \lambda_0(\tilde{t}) \exp(x'_{i\tilde{t}}\beta),\end{aligned}\tag{4.54}$$

wobei V_i eine nicht-negative Zufallsvariable darstellt, die unabhängig von den zeitveränderlichen Prädikoren $x_{i\tilde{t}}$ angenommen wird und deren Realisationen v_i über die Untersuchungseinheiten variieren. Sie repräsentiert nicht beobachtete Merkmale. Man spricht in diesem Fall von einem *gemischten Proportional Hazards Modell*.

Die v_i beeinflussen die Hazardrate als „Abweichung“. Es wird i. d. R. angenommen, dass $E(V_i) = 1$ gilt, so dass sich im Durchschnitt $\lambda(\tilde{t}|x_{i\tilde{t}})$ ergibt. Modelle der Form (4.54) werden in der Demographie auch als sog. „Frailty-Modelle“ bezeichnet. Der Frailty-Effekt v_i beschreibt dabei eine gewisse „Schwäche“ oder Disposition einer Untersuchungseinheit i für das in Frage stehende Ereignis (vgl. Fahrmeir u. a. (1996b, S. 342 f.); Frailty-Modelle wurden erstmals von Vaupel u. a. (1979) diskutiert).

Während in einem Frailty-Modell durch den Frailty-Effekt v_i die Überdispersion, die durch die unbeobachtete Heterogenität der Untersuchungseinheiten entsteht, modelliert wird, wird in einem sog. „Shared Frailty-Modell“ durch den Frailty-Effekt v_j , wobei j die j -te Gruppe bezeichnet ($j = 1, \dots, J$) und J bekannt ist ($J \leq n$), die langfristige Abhängigkeit zwischen Untersuchungseinheiten beschrieben. Alle Untersuchungseinheiten i , die der gleichen Gruppe G_j angehören, besitzen auch den gleichen Frailtywert v_j . Einen Überblick über verschiedene Spezifikationen von Frailty-Modellen gibt Mosler (2003).

Es lässt sich leicht zeigen, dass die zeitdiskrete Darstellung der Gleichung (4.54)

$$\lambda(t|x_{it}, V_i = v_i) = 1 - \exp[-v_i \cdot \exp(\beta_{0t} + x'_{it}\beta)]\tag{4.55}$$

entspricht. Es ist eine gängige Annahme, für die Verteilung der V_i eine Gamma-Verteilung mit identischem Skalen- und Formparameter $\frac{1}{\nu}$ zu wählen (vgl. Fahrmeir u. a. (1996b, S. 345)). Sie hat die Dichte

$$g(v) = \frac{\frac{1}{\nu}}{\Gamma(\frac{1}{\nu})} \exp\left(-\frac{v}{\nu}\right) v^{\frac{1}{\nu}-1}, \quad (4.56)$$

so dass $E(V_i) = 1$ und $Var(V_i) = \nu$ ist.

Man erhält als auf die Heterogenitätskomponente v_i bedingter Likelihoodbeitrag einer *unzensierten* Untersuchungseinheit unter Berücksichtigung von Linkstrunkierung

$$\mathcal{L}_i^{(1)}(\beta_{0t}, \beta|v_i) = \exp[-v_i \Lambda(l_i + 1, t_i - 1)] - \exp[-v_i \Lambda(l_i + 1, t_i)]. \quad (4.57)$$

Der *marginale* Likelihoodbeitrag einer *unzensierten* Untersuchungseinheit unter Berücksichtigung von Linkstrunkierung ergibt sich nach dem „Herausintegrieren“ der nicht beobachteten Heterogenitätskomponente v als

$$\begin{aligned} & \mathcal{L}_i^{(1)}(\beta_{0t}, \beta, \nu) \\ &= \int_0^\infty \mathcal{L}_i^{(1)}(\beta_{0t}, \beta|v) g(v) dv \\ &= \int_0^\infty \{ \exp[-v \Lambda(l_i + 1, t_i - 1)] - \exp[-v \Lambda(l_i + 1, t_i)] \} \\ & \quad \cdot \frac{\frac{1}{\nu}}{\Gamma(\frac{1}{\nu})} \exp\left(-\frac{v}{\nu}\right) v^{\frac{1}{\nu}-1} dv \\ &= \int_0^\infty \left\{ \exp\left[-v \left(\Lambda(l_i + 1, t_i - 1) + \frac{1}{\nu}\right)\right] - \exp\left[-v \left(\Lambda(l_i + 1, t_i) + \frac{1}{\nu}\right)\right] \right\} \\ & \quad \cdot \frac{\frac{1}{\nu}}{\Gamma(\frac{1}{\nu})} v^{\frac{1}{\nu}-1} dv. \end{aligned} \quad (4.58)$$

Ausgehend von der Definition der Gammafunktion

$$\Gamma\left(\frac{1}{\nu}\right) = k \int_0^\infty (k v)^{\frac{1}{\nu}-1} \exp(-k v) dv \quad (4.59)$$

kann für beliebige $k > 0$ gezeigt werden, dass

$$\int_0^\infty \exp\left[-v \left(\Lambda(l_i + 1, t) + \frac{1}{\nu}\right)\right] v^{\frac{1}{\nu}-1} dv = \frac{\Gamma\left(\frac{1}{\nu}\right)}{\left[\Lambda(l_i + 1, t) + \frac{1}{\nu}\right]^{\frac{1}{\nu}}} \quad (4.60)$$

gilt. Das Integral in (4.58) lässt sich also analytisch ermitteln, und es sind keine numerischen Integrationsmethoden erforderlich. Darin liegt, neben ihrer Flexibilität, ein großer Vorteil einer angenommenen Gammaverteilung als *mischende Verteilung*. Inhaltliche Gründe können für die Wahl einer gammaverteilten Heterogenitätskomponente jedoch kaum angegeben werden. Deshalb zieht Spatz (1999, S. 46) die Normalverteilung der Gammaverteilung vor, denn wenn die Verteilung der unbeobachteten Heterogenität unbekannt ist, so kann zumindest bei einigen tatsächlich vorliegenden Verteilungen approximativ die Normalverteilung unterstellt werden.

Der *marginale* Likelihoodbeitrag einer *unzensierten* Untersuchungseinheit unter Berücksichtigung von Linkstrunkierung lässt sich somit ausdrücken als

$$\mathcal{L}_i^{(1)}(\beta_{0t}, \beta, \nu) = \left(\frac{1}{\nu \Lambda(l_i + 1, t_i - 1) + 1} \right)^{\frac{1}{\nu}} - \left(\frac{1}{\nu \Lambda(l_i + 1, t_i) + 1} \right)^{\frac{1}{\nu}}. \quad (4.61)$$

Für den Spezialfall, dass keine Untersuchungseinheit linkstrunkiert ist, d. h. $l_i = 0 \forall i$, vgl. Scheike u. Jensen (1997, S. 321) sowie Scheike u. Keiding (2006, S. 131).

Der *bedingte* Likelihoodbeitrag einer *zensierten* Untersuchungseinheit unter Berücksichtigung von Linkstrunkierung lautet

$$\mathcal{L}_i^{(0)}(\beta_{0t}, \beta | v_i) = \exp[-v_i \Lambda(l_i + 1, t_i)]. \quad (4.62)$$

Das Negative des zweiten Summanden in Gleichung (4.61) drückt den Likelihoodbeitrag einer *zensierten* Untersuchungseinheit unter Berücksichtigung von Linkstrunkierung aus

$$\mathcal{L}_i^{(0)}(\beta_{0t}, \beta, \nu) = \left(\frac{1}{\nu \Lambda(l_i + 1, t_i) + 1} \right)^{\frac{1}{\nu}}. \quad (4.63)$$

Aus den Likelihoodbeiträgen der zensierten bzw. unzensierten Untersuchungseinheiten unter Berücksichtigung von Linkstrunkierung lässt sich schließlich die marginale Gesamt-Likelihoodfunktion unter Berücksichtigung von Linkstrunkierung als

$$\mathcal{L}(\beta_{0t}, \beta, \nu) = \prod_{i=1}^n \left[\mathcal{L}_i^{(0)}(\beta_{0t}, \beta, \nu) \right]^{1-\delta_i} \cdot \left[\mathcal{L}_i^{(1)}(\beta_{0t}, \beta, \nu) \right]^{\delta_i} \quad (4.64)$$

ableiten. Für den Fall ohne linkstrunkierte Daten vgl. Meyer (1990, S. 770).

Bislang wurde in der Verteilung der V_i nicht erfasst, dass zur Zeit des Beobachtungseintritts a_0 eine Selektion stattfindet. Die Verweildauer T_i der Untersuchungseinheit i wird nur dann beobachtet, wenn $T_i > L_i$, wobei L_i deren Linkstrunkierungszeit

beschreibt, also die Zeit bis zum Eintritt in das Beobachtungsfenster. Diese Information ist in der Verteilung der V_i zu berücksichtigen, d. h. V_i ist zu *aktualisieren*.

Nach dem Bayes'schen Theorem gilt

$$\begin{aligned}
g(v|T_i > l_i) &= \frac{P(T_i > l_i|v) g(v)}{\int_0^\infty P(T_i > l_i|v) g(v) dv} \\
&= \frac{\exp[-v\Lambda(1, l_i)] g(v)}{\int_0^\infty \exp[-v\Lambda(1, l_i)] g(v) dv} \\
&= \frac{\exp\left[-v\left(\Lambda(1, l_i) + \frac{1}{\nu}\right)\right] v^{\frac{1}{\nu}-1}}{\int_0^\infty \exp\left[-v\left(\Lambda(1, l_i) + \frac{1}{\nu}\right)\right] v^{\frac{1}{\nu}-1} dv} \\
&= \frac{\left[\frac{1}{\nu} + \Lambda(1, l_i)\right]^{\frac{1}{\nu}}}{\Gamma\left(\frac{1}{\nu}\right)} \exp\left[-v\left(\frac{1}{\nu} + \Lambda(1, l_i)\right)\right] v^{\frac{1}{\nu}-1}, \quad (4.65)
\end{aligned}$$

wobei hier wieder die Beziehung aus Gleichung (4.60) ausgenutzt wurde. Aus Gleichung (4.65) lässt sich folgern, dass die bedingte Verteilung $V_i|T_i > l_i$ weiterhin gammaverteilt mit dem neuen Skalenparameter $\frac{1}{\nu} + \Lambda(1, l_i)$ und dem Formparameter $\frac{1}{\nu}$ ist. Die aktualisierte Verteilung gehört also zur selben Verteilungsklasse wie die Ausgangsverteilung. Sie unterscheidet sich lediglich im Formparameter von der Ausgangsverteilung. Diese Eigenschaft einer Verteilungsklasse wird „Reproduktions-eigenschaft“ genannt, da sich die Verteilung nach dem Aktualisieren „reproduziert“.

Für den *aktualisierten* Likelihoodbeitrag einer *unzensierten* Untersuchungseinheit unter Berücksichtigung von Linkstrunkierung ergibt sich somit

$$\begin{aligned}
&\mathcal{L}_i^{(1)}(\beta_{0t}, \beta, \nu) \\
&= \int_0^\infty \mathcal{L}_i^{(1)}(\beta_{0t}, \beta|v) g(v|T_i > l_i) dv \\
&= \int_0^\infty \left\{ \exp[-v\Lambda(l_i + 1, t_i - 1)] - \exp[-v\Lambda(l_i + 1, t_i)] \right\} \\
&\quad \cdot \frac{\left[\frac{1}{\nu} + \Lambda(1, l_i)\right]^{\frac{1}{\nu}}}{\Gamma\left(\frac{1}{\nu}\right)} \exp\left[-v\left(\frac{1}{\nu} + \Lambda(1, l_i)\right)\right] v^{\frac{1}{\nu}-1} dv \\
&= \int_0^\infty \left\{ \exp\left[-v\left(\Lambda(1, t_i - 1) + \frac{1}{\nu}\right)\right] - \exp\left[-v\left(\Lambda(1, t_i) + \frac{1}{\nu}\right)\right] \right\} \\
&\quad \cdot \frac{\left[\frac{1}{\nu} + \Lambda(1, l_i)\right]^{\frac{1}{\nu}}}{\Gamma\left(\frac{1}{\nu}\right)} v^{\frac{1}{\nu}-1} dv \\
&= \left(\frac{\Lambda(1, l_i) + \frac{1}{\nu}}{\Lambda(1, t_i - 1) + \frac{1}{\nu}} \right)^{\frac{1}{\nu}} - \left(\frac{\Lambda(1, l_i) + \frac{1}{\nu}}{\Lambda(1, t_i) + \frac{1}{\nu}} \right)^{\frac{1}{\nu}}, \quad (4.66)
\end{aligned}$$

wobei auch an dieser Stelle der Zusammenhang aus Gleichung (4.60) angewendet wurde. Wenn keine Linkstrunkierung vorliegt ($\Lambda(1, l_i) = 0$), stimmen der aktua-

lisierte Likelihoodbeitrag und der „naive“ Likelihoodbeitrag aus Gleichung (4.61) einer unzensierten Untersuchungseinheit überein.

Das Negative des zweiten Summanden in Gleichung (4.66) beschreibt den *aktualisierten* Likelihoodbeitrag einer *zensierten* Untersuchungseinheit unter Berücksichtigung von Linkstrunkierung als

$$\mathcal{L}_i^{(0)}(\beta_{0t}, \beta, \nu) = \left(\frac{\Lambda(1, l_i) + \frac{1}{\nu}}{\Lambda(1, t_i) + \frac{1}{\nu}} \right)^{\frac{1}{\nu}}. \quad (4.67)$$

In beiden aktualisierten Likelihoodbeiträgen ist die kumulierte Hazardrate von 1 bis l_i

$$\Lambda(1, l_i) = \sum_{s=1}^{l_i} \exp(\beta_{0s} + x'_{is}\beta)$$

zu schätzen. Das Aktualisieren der Verteilung der V_i führt zu einem *Dilemma*: Bei linkstrunkierten Daten und zeitveränderlichen Prädiktoren wäre es für die Schätzung der Modellparameter unter Berücksichtigung von unbeobachteten Heterogenitäten (Frailty) notwendig, den Prädiktorenprozess vom Zeitintervall 1 bis zum Eintrittsintervall l_i zu kennen. Diese Daten liegen jedoch *nicht* vor. In zeitstetigen Shared Frailty-Modellen gelangten auch Jensen (2002, S. 43 f.) sowie Jensen u. a. (2004, S. 17) zu dem gleichen Ergebnis.

Daher wird im weiteren Verlauf dieser Arbeit im Rahmen der Stornomodellierung auf die Berücksichtigung von zufälligen Effekten verzichtet. Anstatt unbeobachtete Heterogenitäten (Frailty) bzw. *langfristige* Abhängigkeiten zwischen mehreren Kraftfahrtversicherungsverträgen (Shared Frailty) über zufällige Effekte zu modellieren, werden im Weiteren *kurzfristige* Abhängigkeiten untersucht. Dabei wird vermutet, dass das aktuelle Storno eines Kraftfahrtversicherungsvertrages das zukünftige Stornorisiko eines anderen Kraftfahrtversicherungsvertrages in demselben Haushalt beeinflusst. Hougaard (2000, S. 116 f.) spricht in diesem Fall von „Event-Related Dependence“. Kurzfristige Abhängigkeiten auf der Haushaltsebene können mit einem kategorialen, zeitveränderlichen Prädiktor erfasst werden. Dieser neu kreierte Prädiktor wird später in Abschnitt 5.2 definiert.

4.8 Statistische Hypothesentests

Hat man sich für einen der in Abschnitt 4.4 dargestellten Modellansätze entschieden, können mit statistischen Hypothesentests (Signifikanztests) einzelne Regressionskoeffizienten oder auch Modellteile auf Signifikanz getestet werden. Hypothesen über einzelne Regressionskoeffizienten oder Teile des Modells lassen sich in einem allgemeinen linearen Hypothesenpaar der Form

$$H_0 : K\gamma = \zeta \quad H_1 : K\gamma \neq \zeta$$

testen. Dabei enthält der Parametervektor $\gamma = (\beta_{01}, \dots, \beta_{0q^*}, \beta_1, \dots, \beta_P)'$ die zu schätzenden Beiträge $\beta_{01}, \dots, \beta_{0q^*}$ der Baselinehazardrate für die q^* Zeitintervalle und die zu schätzenden Effekte β_1, \dots, β_P der P Prädiktoren. Es wird unterstellt, dass die $(r \times (q^* + P))$ -Matrix K vollen (Zeilen-)Rang $r \leq q^* + P$ besitzt und $\zeta \in \mathbb{R}^r$ ist. Die Matrix K wird auch als *Restriktions-* oder *Kontrast-Matrix* bezeichnet (vgl. Singer u. Willett (2003, S. 124)).

Einen wichtigen Spezialfall stellt das Hypothesenpaar

$$H_0 : \gamma_r = 0 \quad H_1 : \gamma_r \neq 0$$

dar, wobei γ_r ein Teilvektor von γ ist. Mit diesem Test kann man auf Signifikanz der zu γ_r gehörigen Modellparameter testen. Besteht der Teilvektor z. B. nur aus den Effekten der Baselinehazardrate $\gamma_r = (\beta_{01}, \dots, \beta_{0q^*})'$, kann man auf Zeitabhängigkeit der Baselinehazardrate testen.

Sei $\hat{\gamma} = (\hat{\beta}_{01}, \dots, \hat{\beta}_{0q^*}, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_P)'$ der unrestringierte Vektor der ML-Schätzer für γ , während $\tilde{\gamma}$ den unter der Gleichungsrestriktion $K\gamma = \zeta$ ermittelten Schätzvektor für γ bezeichne.

Zum Testen linearer Hypothesen verwendet man üblicherweise χ^2 -Tests wie den Likelihood-Quotienten-, den Wald- und den Score-Test (vgl. Fahrmeir u. a. (1996a, S. 258 ff.)).

Likelihood-Quotienten-Test

Die *Likelihood-Quotienten-Statistik*

$$\chi_{LR}^2 = -2 \cdot [\ln \mathcal{L}(\tilde{\gamma}) - \ln \mathcal{L}(\hat{\gamma})] \quad (4.68)$$

ist die negative doppelte Differenz der Log-Likelihoodfunktion des unter der Nullhypothese restringierten Modells $\ln \mathcal{L}(\tilde{\gamma})$ und der Log-Likelihoodfunktion des unrestringierten Modells $\ln \mathcal{L}(\hat{\gamma})$ (vgl. Fahrmeir u. Tutz (2001, S. 48)). Der Likelihood-Quotienten-Statistik liegt die Idee zugrunde, dass bei Nichtgültigkeit der Nullhypothese die Restriktion $K\gamma = \zeta$ eine erhebliche Einschränkung bei der Maximierung der Likelihoodfunktion darstellt. In diesem Fall wird die Differenz $\ln \mathcal{L}(\tilde{\gamma}) - \ln \mathcal{L}(\hat{\gamma})$ sehr klein und $-2 \cdot [\ln \mathcal{L}(\tilde{\gamma}) - \ln \mathcal{L}(\hat{\gamma})]$ relativ groß. Bei Gültigkeit der Nullhypothese sollte die gemessene Differenz nahe Null sein (vgl. Tutz (2000, S. 95 f.)).

Wald-Test

Die *Wald-Statistik* verwendet die an der Stelle $\hat{\gamma}$ ausgewertete erwartete Fisher-Informationsmatrix $I(\hat{\gamma})$ und ist durch

$$\chi_W^2 = (K\hat{\gamma} - \zeta)' [KI^{-1}(\hat{\gamma})K']^{-1} (K\hat{\gamma} - \zeta), \quad (4.69)$$

gegeben. Dabei ist die *erwartete Fisher-Informationsmatrix* definiert als

$$I(\gamma) = -E \left[\frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}(\gamma)}{\partial \gamma \partial \gamma'} \right]$$

(vgl. Agresti (2002, S. 10), vgl. Fahrmeir u. Tutz (2001, S. 40)). Sie drückt den negativen Erwartungswert der Hesse-Matrix der zweiten partiellen Ableitungen der Log-Likelihoodfunktion aus, die an der Stelle γ ausgewertet wird. Die Wald-Statistik ist eine quadratische Form in dem Vektor $K\hat{\gamma} - \zeta$ und misst die Distanz zwischen $K\hat{\gamma}$ und $K\gamma (= \zeta)$, welche mit der Inversen der asymptotischen Kovarianzmatrix $KI^{-1}(\hat{\gamma})K'$ gewichtet wird (vgl. Tutz (2000, S. 96)).

Bezeichne $A(\gamma) = I^{-1}(\gamma)$ die Inverse der erwarteten Fisher-Informationsmatrix. Für den Spezialfall, dass γ_r nur einen Skalar des Parametervektors γ enthält, ist die *Wald-Statistik* eine quadrierte *t-Statistik*

$$t_r = \frac{|\hat{\gamma}_r - \gamma_r|}{\sqrt{\hat{a}_{rr}}},$$

welche dem standardisierten Schätzer von γ_r entspricht. $\hat{a}_{rr} = \widehat{Var}(\hat{\gamma}_r)$ beschreibt das r -te Diagonalelement der geschätzten asymptotischen Kovarianzmatrix $\hat{A}(\hat{\gamma}) = \hat{I}^{-1}(\hat{\gamma})$ von $\hat{\gamma}$ (vgl. Fahrmeir u. Tutz (2001, S. 49)). $\hat{\sigma}(\hat{\gamma}_r) = \sqrt{\widehat{Var}(\hat{\gamma}_r)}$ gibt den geschätzten Standardfehler von $\hat{\gamma}_r$ an.

Score-Test

Die *Score-Statistik* basiert auf der *Scorefunktion*, also der ersten partiellen Ableitung der Log-Likelihoodfunktion $\ln \mathcal{L}(\gamma)$ nach γ

$$s(\gamma) = \frac{\partial \ln \mathcal{L}(\gamma)}{\partial \gamma},$$

(vgl. Fahrmeir u. a. (1996a, S. 256)). In der Score-Statistik wird die Scorefunktion an der Stelle $\tilde{\gamma}$ ausgewertet. Die Score-Statistik ist eine quadratische Form in der an der Stelle $\tilde{\gamma}$ ausgewerteten Scorefunktion und misst die gewichtete Distanz zwischen der Scorefunktion des restringierten Modells $s(\tilde{\gamma})$ und der Scorefunktion des unrestringierten Modells $s(\hat{\gamma}) = 0$, wobei die Inverse der erwarteten Fisher-Informationsmatrix $I^{-1}(\tilde{\gamma})$ als Gewicht dient:

$$\chi_{SC}^2 = s'(\tilde{\gamma})I^{-1}(\tilde{\gamma})s(\tilde{\gamma}). \quad (4.70)$$

Ist die Nullhypothese gültig, sollte der im restringierten Modell geschätzte Parametervektor $\tilde{\gamma}$ sich nicht signifikant von dem im unrestringierten Modell geschätzten Parametervektor $\hat{\gamma}$ unterscheiden. In diesem Fall sollte die Ableitung der Log-Likelihoodfunktion an der Stelle $\tilde{\gamma}$ nahe Null sein.

Vergleich der drei χ^2 -Tests, Verteilung unter der Nullhypothese, Testentscheidung

Der Likelihood-Quotienten-Test erfordert die Bestimmung des ML-Schätzvektors im restringierten und im unrestringierten Modell, während beim Wald-Test nur das unrestringierte und beim Score-Test nur das restringierte Modell zu schätzen ist (vgl. Greene (2003, S. 484), vgl. Klein u. Moeschberger (2003, S. 450 f.)).

Unter der Nullhypothese H_0 sind die Likelihood-Quotienten-, Wald- und Score-Statistik asymptotisch äquivalent und χ^2 -verteilt mit r Freiheitsgraden, wobei r der Anzahl der Restriktionen unter H_0 entspricht (vgl. Fahrmeir u. a. (1996a, S. 260))

$$\chi_{LR}^2, \chi_W^2, \chi_{SC}^2 \stackrel{\text{as.}}{\sim} \chi_r^2.$$

Es wird die folgende Testentscheidung getroffen: Bei einem vorgegebenen Signifikanzniveau α ist H_0 zu verwerfen, wenn eine der Teststatistiken χ_{LR}^2, χ_W^2 oder χ_{SC}^2 das $(1 - \alpha)$ -Quantil der χ_r^2 -Verteilung überschreitet (vgl. Tutz (2000, S. 97)).

Die meisten Software-Pakete – wie z. B. auch SAS – ersparen dem Anwender das Nachschlagen in einer Tabelle, um den kritischen Wert zu bestimmen. Sie geben den sog. „ p -Wert“ aus, der das minimale Signifikanzniveau beschreibt, zu dem die Alternativhypothese H_1 noch gesichert werden kann. Im Falle der drei hier beschriebenen χ^2 -Tests und bei Hypothesenpaaren, die eine lineare Form besitzen,

$$H_0 : K\gamma = \zeta \quad H_1 : K\gamma \neq \zeta,$$

wird H_0 abgelehnt, wenn der p -Wert kleiner als α ist.

4.9 Bewertung der Modellgüte

4.9.1 Anpassungsgüte

Neben der Überprüfung der Relevanz von Prädiktoren mit Hilfe von linearen Hypothesentests ist ein weiterer Aspekt im Rahmen der Bewertung eines zeitdiskreten Hazardraten-Modells dessen Anpassungsgüte. Dabei soll beurteilt werden, inwieweit die Variation der abhängigen Variablen durch die in das Modell aufgenommenen Prädiktoren erklärt werden kann. Da die Gesamt-Log-Likelihoodfunktion bei zeitdiskreten Hazardraten-Modellen nach Gleichung (4.47) die gleiche Form wie eine

Gesamt-Log-Likelihoodfunktion eines binären Regressionsmodells besitzt, wobei y_{is} die abhängige Variable und $\lambda(s|x_{is})$ die bedingte Wahrscheinlichkeit für einen Ereigniseintritt im Zeitintervall s gegeben die Prädiktoren x_{is} beschreiben ($i = 1, \dots, n$ und $s = l_i + 1, \dots, t_i$), sollen im Folgenden gängige Ansätze zur Beurteilung der Anpassungsgüte eines binären Regressionsmodells diskutiert werden. Dazu gehören Pseudo- R^2 -Maße, die Devianz und Informationskriterien.

Pseudo- R^2 -Maße

In einem linearen Regressionsmodell misst der Determinationskoeffizient R^2 den Anteil der durch das Modell erklärten Varianz an der Gesamtvarianz. Ähnliche Maße, die auf der ML-Schätzung beruhen, wurden für binäre Regressionsmodelle entwickelt. Sie werden als *Pseudo- R^2 -Maße* bezeichnet. Ein weit verbreitetes Pseudo- R^2 -Maß ist der *Likelihood-Quotienten-Index nach McFadden (1974)*

$$R_{McF}^2 = 1 - \frac{\ln(\mathcal{L}(\hat{\gamma}))}{\ln \mathcal{L}_0}, \quad (4.71)$$

wobei $\ln(\mathcal{L}(\hat{\gamma}))$ die (bezüglich den Parametern) maximierte Gesamt-Log-Likelihoodfunktion des geschätzten unrestringierten Modells und $\ln \mathcal{L}_0$ die maximierte Gesamt-Log-Likelihoodfunktion des restringierten Modells, das nur einen konstanten Term enthält, bezeichnen. Damit ergibt sich für $\ln \mathcal{L}_0$

$$\ln \mathcal{L}_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{s=l_i+1}^{t_i} [y_{is} \ln \bar{y} + (1 - y_{is}) \ln(1 - \bar{y})] \quad (4.72)$$

mit dem Mittelwert $\bar{y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \sum_{s=l_i+1}^{t_i} y_{is}$, wobei $N = \sum_{i=1}^n (t_i - l_i)$ die Gesamtanzahl aller Beobachtungen in der Untersuchungseinheit/Zeitintervall-Sicht ausdrückt. $\ln(\mathcal{L}(\hat{\gamma}))$ besitzt die Form aus Gleichung (4.47)

$$\ln(\mathcal{L}(\hat{\gamma})) = \sum_{i=1}^n \sum_{s=l_i+1}^{t_i} [y_{is} \ln \hat{\lambda}(s|x_i) + (1 - y_{is}) \ln(1 - \hat{\lambda}(s|x_i))] . \quad (4.73)$$

Da für die geschätzten bedingten Wahrscheinlichkeiten für einen Ereigniseintritt im Zeitintervall s gegeben die Prädiktoren $0 \leq \hat{\lambda}(s|x_i) \leq 1$ gilt, besteht zwischen $\ln \mathcal{L}_0$ und $\ln(\mathcal{L}(\hat{\gamma}))$ der folgende Zusammenhang (vgl. Tutz (2000, S. 103))

$$\ln \mathcal{L}_0 \leq \ln(\mathcal{L}(\hat{\gamma})) \leq 0. \quad (4.74)$$

R_{McF}^2 nimmt nur Werte zwischen 0 und 1 an ($0 \leq R_{McF}^2 \leq 1$) und wird nur dann Null, wenn $\ln(\mathcal{L}(\hat{\gamma})) = \ln \mathcal{L}_0$ gilt, d. h. wenn alle nach der ML-Methode geschätzten Effekte nicht signifikant sind und daher aus dem Modell genommen werden, so dass das Modell nur noch die Konstante enthält. Hingegen nimmt R_{McF}^2 den Wert Eins

an, wenn $\ln(\mathcal{L}(\hat{\gamma})) = 0$, d. h. $\hat{\lambda}(s|x_i) = y_{is} \forall i, s$. In diesem Fall passt sich das geschätzte Modell perfekt an die Daten an. Das Modell, das bestmöglich an die Daten angepasst ist, nennt man auch *saturiertes Modell* (vgl. Agresti (2002, S. 227 f.)).

Neben dem Pseudo- R^2 nach McFadden sind in vielen Software-Paketen, so z. B. auch in SAS, zwei weitere verallgemeinerte Determinationskoeffizienten implementiert. Das ist zum einen das *Pseudo- R^2 nach Cox u. Snell (1989)*

$$R_{CS}^2 = 1 - \left(\frac{\mathcal{L}_0}{(\mathcal{L}(\hat{\gamma}))} \right)^{\frac{2}{m}} \quad (4.75)$$

und zum anderen das *Pseudo- R^2 nach Nagelkerke (1991)*

$$R_N^2 = \frac{1 - \left(\frac{\mathcal{L}_0}{(\mathcal{L}(\hat{\gamma}))} \right)^{\frac{2}{m}}}{1 - (\mathcal{L}_0)^{\frac{2}{m}}}. \quad (4.76)$$

Es ist umstritten, ob der Stichprobenumfang m bei der Bestimmung von R_{CS} bzw. R_N^2 die Anzahl der Untersuchungseinheiten in der Studie, die Anzahl der Untersuchungseinheiten, bei denen das interessierende Ereignis eingetreten ist, oder die Anzahl der Beobachtungen in der Untersuchungseinheit/Zeitintervall-Sicht repräsentiert. In dieser Arbeit wird der Empfehlung von Raftery (1995) und Xie (1994) gefolgt, die im Rahmen der Berechnung des Bayes-Informationskriteriums unter dem Stichprobenumfang m die Gesamtanzahl der Ereignisse verstehen. Das bedeutet, dass bei der Festlegung des Stichprobenumfangs die Anzahl der zensierten Untersuchungseinheiten nicht berücksichtigt wird.

Das *Pseudo- R^2 nach Cox u. Snell (1989)* hat in binären Regressionsmodellen den Nachteil, dass es als Maximalwert

$$R_{CS,max}^2 = 1 - (\mathcal{L}_0)^{\frac{2}{m}} < 1 \quad (4.77)$$

annimmt (vgl. auch Harrell, Jr. (2001, S. 205)). Das Pseudo- R^2 nach Nagelkerke (1991) R_N^2 dividiert R_{CS}^2 durch seinen Maximalwert $R_{CS,max}^2$, d. h.

$$R_N^2 = \frac{R_{CS}^2}{R_{CS,max}^2}, \quad (4.78)$$

und normiert dadurch R_{CS}^2 auf das Intervall $[0, 1]$.

Eine typische Eigenschaft der drei hier beschriebenen Pseudo- R^2 -Maße, die auch das R^2 in einem linearen Regressionsmodell besitzt, ist, dass bei Hinzunahme weiterer Prädiktoren ihr Wert nicht fallen kann (vgl. Tutz (2000, S. 104)). Daher sind sie nicht

dazu geeignet, zwei Modelle miteinander zu vergleichen, bei denen das eine Modell ein Untermodell des anderen ist. Aufgrund dieses großen Nachteils von R^2 -Maßen werden diese von Singer u. Willett (2003) bei der Darstellung der Anpassung von zeitdiskreten Hazardraten-Modellen überhaupt nicht erwähnt. Die im Folgenden zu beschreibende Devianz-Statistik, ein *relatives* Anpassungsmaß, kann zum Vergleich von Modellen, die ineinander verschachtelt sind, herangezogen werden.

Devianz-Statistik und Informationskriterien

Die Devianz-Statistik \mathcal{D} basiert auf der Likelihood-Quotienten-Statistik aus Gleichung (4.68) und vergleicht die Log-Likelihoodfunktion $\ln \mathcal{L}$ des geschätzten mit der Log-Likelihoodfunktion $\ln \mathcal{L}_S$ des bestmöglichen (saturierten) Modells. In einem saturierten Modell gilt $\hat{\lambda}(s|x_i) = 1$, wenn $y_{is} = 1$, und $\hat{\lambda}(s|x_i) = 0$, wenn $y_{is} = 0$ ($i = 1, \dots, n$ und $s = l_i + 1, \dots, t_i$) ist. Ein saturiertes Modell besitzt also eine Eins-zu-Eins-Übereinstimmung zwischen den ML-Schätzern und den beobachteten Werten. Deshalb muss die Log-Likelihoodfunktion des saturierten Modells $\ln \mathcal{L}_S = 0$ sein, und die *Devianz-Statistik* für zeitdiskrete Hazardraten-Modelle lässt sich definieren als (vgl. Singer u. Willett (2003, S. 398), vgl. Tutz (2000, S. 88))

$$\mathcal{D} = -2 \cdot \ln \mathcal{L}. \quad (4.79)$$

Ein Wert der Devianz-Statistik \mathcal{D} nahe bei Null bedeutet, dass das geschätzte Modell die Daten fast genauso gut anpasst wie das saturierte Modell.

Um zwei Modelle miteinander zu vergleichen, wobei ein Modell ein Untermodell des anderen darstellt, indem es z. B. einen bestimmten Prädiktor nicht berücksichtigt, kann die Differenz der beiden Devianzen als Teststatistik verwendet werden (vgl. Singer u. Willett (2003, S. 398 f.), vgl. Tutz (2000, S. 89)). So enthält z. B. ein Modell A als Prädiktoren nur die q^* Zeitindikatoren D_1, \dots, D_{q^*} und ein Modell B neben den Zeitindikatoren einen zusätzlichen zeitkonstanten Prädiktor *Geschlecht*.

Die Devianz des Modells A beträgt \mathcal{D}_A , die des Modells B \mathcal{D}_B , wobei $\mathcal{D}_B < \mathcal{D}_A$. Dann ist die Differenz der beiden Devianzen $\Delta \mathcal{D} = \mathcal{D}_A - \mathcal{D}_B$ unter der Nullhypothese

$$H_0 : \beta_{\text{Geschlecht}} = 0$$

asymptotisch χ^2 -verteilt mit einem Freiheitsgrad. Ist die Differenz $\Delta \mathcal{D}$ groß, wird die Nullhypothese abgelehnt, und das Modell B mit dem zusätzlichen zeitkonstanten Prädiktor *Geschlecht* dem Modell A vorgezogen.

Sind die beiden Modelle hingegen nicht hierarchisch verschachtelt, d. h. von einem unterschiedlichen Typ, und besitzen des Weiteren unterschiedliche Anzahlen von geschätzten Parametern, sind andere Vergleichsmaße zu benutzen. Zwei Maße, die einen expliziten Strafterm für die Anzahl der in das Modell aufgenommenen Pa-

parameter und damit die Komplexität des Modells berücksichtigen, sind das *Akaike-Informationskriterium* (vgl. Akaike (1973))

$$\begin{aligned} AIC &= -2 \cdot \ln \mathcal{L} + 2 \cdot \text{Anzahl der Modellparameter} \\ &= \mathcal{D} + 2 \cdot \text{Anzahl der Modellparameter} \end{aligned} \quad (4.80)$$

und das *Bayes-Informationskriterium* (vgl. Schwarz (1978))

$$\begin{aligned} BIC &= -2 \cdot \ln \mathcal{L} + \ln(m) \cdot \text{Anzahl der Modellparameter} \\ &= \mathcal{D} + \ln(m) \cdot \text{Anzahl der Modellparameter} . \end{aligned} \quad (4.81)$$

Die Aufnahme eines Strafterms lässt sich damit begründen, dass das Hinzufügen weiterer Parameter – selbst dann, wenn sie keinen Effekt haben – die Log-Likelihood $\ln \mathcal{L}$ des geschätzten Modells erhöht und somit den Wert der Devianz-Statistik verringert (vgl. Singer u. Willett (2003, S. 121 f. und 401 f.)). Beim Akaike-Informationskriterium beträgt der Faktor, mit dem die Anzahl der Parameter multipliziert wird, 2, beim Bayes-Informationskriterium $\ln(m)$, wobei m wiederum die Anzahl der Ereignisse bezeichnet. *AIC* und *BIC* sollten für datengerechte Modelle möglichst klein sein. Für $m \geq 8$ gilt $\ln(m) > 2$, d. h. das Bayes-Informationskriterium wählt bei den gegebenen Daten das parametersparsamere Modell aus.

4.9.2 Prognosegüte

Die binäre abhängige Variable Y_s , $s = l + 1, \dots, t$, wobei l die Linkstrunkierungszeit und t die Dauer bis zum Eintritt des interessierenden Ereignis bezeichnen, kann nur die Werte Eins (Ereignis ist im Zeitintervall s eingetreten) und Null (Ereignis ist im Zeitintervall s nicht eingetreten) annehmen. Ein intuitives Vorgehen, um die Prognosegüte eines zeitdiskreten Hazardraten-Modells beurteilen zu können, besteht darin, den tatsächlich in einem Zeitintervall beobachteten Wert y_s mit dem für ihn auf Basis des Modells vorhergesagten Wert \hat{y}_s in einer (2×2) -*Klassifikationstabelle* zu vergleichen. Die einfache Form der Prognose liegt darin, bei gegebenem Prädiktorenvektor x vorauszusagen, ob $y_s = 1$ oder $y_s = 0$ im Zeitintervall s eintreten wird. Die Prognose-Regel lautet dabei

$$\hat{y}_s(x) = \begin{cases} 1, & \text{wenn } \hat{\lambda}(s|x) \geq \lambda_0, \\ 0, & \text{wenn } \hat{\lambda}(s|x) < \lambda_0, \end{cases} \quad (4.82)$$

wobei $\hat{\lambda}(s|x) = P(\hat{Y}_s = 1|x) = h(x'\hat{\gamma})$ die bedingte Wahrscheinlichkeit für einen Ereignisseintritt im Zeitintervall s , gegeben den Prädiktorenvektor x , und λ_0 einen vorher festgelegten Schwellenwert (z. B. $\lambda_0 = 0,5$) bezeichnen.

Im Folgenden wird nicht zwischen den einzelnen Zeitintervallen differenziert. Daher wird der Index s weggelassen. Sei p_{kl} der Anteil der Beobachtungen (Untersuchungseinheit/Zeitintervalle) mit dem tatsächlichen Wert $y = k$ und dem durch das Modell vorhergesagten Wert $\hat{y} = l$, wobei $k, l \in \{0, 1\}$. Tabelle 4.4 zeigt eine allgemeine Darstellung einer Klassifikationstabelle.

| | | | | |
|-------|----------|-----------------|-----------------|----------------|
| | | $\hat{y} =$ | | |
| | | 0 | 1 | Σ |
| $y =$ | 0 | p_{00} | p_{01} | $p_{0\bullet}$ |
| | 1 | p_{10} | p_{11} | $p_{1\bullet}$ |
| | Σ | $p_{\bullet 0}$ | $p_{\bullet 1}$ | 1 |

Tabelle 4.4: Allgemeine Darstellung einer Klassifikationstabelle

Die *Trefferrate* bzw. der Anteil der korrekt vorausgesagten Beobachtungen ist definiert als

$$\tau = p_{00} + p_{11}. \quad (4.83)$$

Die Trefferrate τ ist somit die Summe aus dem Anteil der richtig vorhergesagten Nullen und Einsen. Sie hat den großen Nachteil, dass der Anteil der Nullen und Einsen in der Stichprobe nur unzureichend berücksichtigt wird. Eine Stichprobe ist *unbalanciert*, wenn das interessierende Ereignis verhältnismäßig selten eintritt, während es absolut gesehen durchaus häufig zu beobachten sein kann. Ein durch den Versicherungsnehmer initiiertes Storno zur Hauptfälligkeit ist ein typisches Beispiel für ein verhältnismäßig, aber nicht in absoluter Sicht selten eintretendes Ereignis, da die Vertragsbestände der Versicherer i. A. ziemlich groß sind (vgl. Burez u. van den Poel (2008)).

Eine unbalancierte Stichprobe liegt z. B. vor, wenn sie aus 80 % Beobachtungen mit $y_{is} = 0$ besteht ($i = 1, \dots, n$ und $s = l + 1, \dots, t$). Dies bedeutet, dass in 80 % der Fälle in einem Zeitintervall das interessierende Ereignis nicht eintritt. Dann ergibt sich für eine der einfachsten Prognoseregeln, nämlich $\hat{y}_{is} = 0$ für jedes x_{is} unmittelbar eine Trefferrate von 80 %. Für zukünftige Stichproben, die einen höheren Anteil an Beobachtungen mit $y_{is} = 1$ aufweisen, bei denen also das interessierende Ereignis im Zeitintervall s eingetreten ist, erweist sich die geschätzte Trefferrate als Prognosemaß naturgemäß ungeeignet (vgl. Harrell, Jr. (2001, S. 248 f.), vgl. Hosmer u. Lemeshow (2000, S. 157)).

Differenzierte Trefferraten erhält man, wenn separate Trefferraten für den Fall $y = 1$ und $y = 0$ bestimmt werden. Die *Sensitivität* entspricht dem Anteil der richtig

vorhergesagten Einsen p_{11} an der Gesamtanzahl der tatsächlichen Einsen $p_{1\bullet}$, also

$$\tau_{y=1} = \frac{p_{11}}{p_{1\bullet}}. \quad (4.84)$$

Die *Spezifität* drückt den Anteil der richtig vorhergesagten Nullen p_{00} an der Gesamtanzahl der Nullen $p_{0\bullet}$ aus, so dass

$$\tau_{y=0} = \frac{p_{00}}{p_{0\bullet}}. \quad (4.85)$$

Idealerweise sollten sowohl die Sensitivität $\tau_{y=1}$ als auch die Spezifität $\tau_{y=0}$ nahe bei 1 liegen. Bei einem Schwellenwert von 0 beträgt die Sensitivität 1, während die Spezifität 0 ist. Wenn der Schwellenwert ansteigt, werden weniger Einsen vorhergesagt, was zur Folge hat, dass die Sensitivität sinkt und die Spezifität zunimmt. Wenn der Schwellenwert 1 ist, erhält man für die Sensitivität 0, während die Spezifität den Wert 1 annimmt.

ROC-Kurven

Da eine Klassifikationstabelle und die daraus abgeleiteten Trefferraten immer nur für einen bestimmten willkürlich gewählten Schwellenwert λ_0 gelten, wurde mit der Fläche unter der Receiver Operating Characteristic (ROC)-Kurve, A_{ROC} , ein vom Schwellenwert λ_0 unabhängiges Prognosemaß entwickelt. Eine ROC-Kurve ist ein Diagramm, in dem der Anteil der richtig vorhergesagten Einsen an der Gesamtanzahl aller tatsächlichen Einsen (Sensitivität) als Funktion von dem Anteil der falsch vorhergesagten Einsen an der Gesamtanzahl der Nullen (1-Spezifität) für jeden möglichen Schwellenwert abgetragen wird (s. Abbildung 4.4). Ein Wert nahe 0 auf der horizontalen Achse (hohe Spezifität) bedeutet i. A. einen niedrigen Wert auf der vertikalen Achse (niedrige Sensitivität) und umgekehrt (vgl. Agresti (2002, S. 229 f.)).

Alle ROC-Kurven beginnen im Punkt $(0, 0)$ und enden im Punkt $(1, 1)$, da diese beiden Punkte den Schwellenwerten 1 bzw. 0 entsprechen. ROC-Kurven steigen monoton an. Bei einem Hazardraten-Modell, das sowohl die Einsen als auch die Nullen in jedem Zeitintervall perfekt vorhersagt, betragen sowohl die Sensitivität als auch die Spezifität 1, was einer ROC-Kurve entspricht, die aus einem einzigen Punkt in der linken oberen Ecke des Diagramms entspricht. Deshalb wird die *Fläche unter der ROC-Kurve*, A_{ROC} , als Prognosemaß verwendet. Die maximale Fläche unter der ROC-Kurve beträgt 1. Entspricht die ROC-Kurve genau der 45°-Linie ($A_{ROC} = 0,5$) ist das geschätzte Modell zur Prognose genauso gut geeignet wie eine reine Zufallsauswahl. Es gilt daher: $0,5 \leq A_{ROC} \leq 1$.

Die Fläche A_{ROC} kann über den Wert der Teststatistik des U-Tests von Mann u. Whitney (1947) für die zugrunde liegenden Datenpaare $(y_{is}, \hat{\lambda}(s|x_i))$ ($i = 1, \dots, n$ und

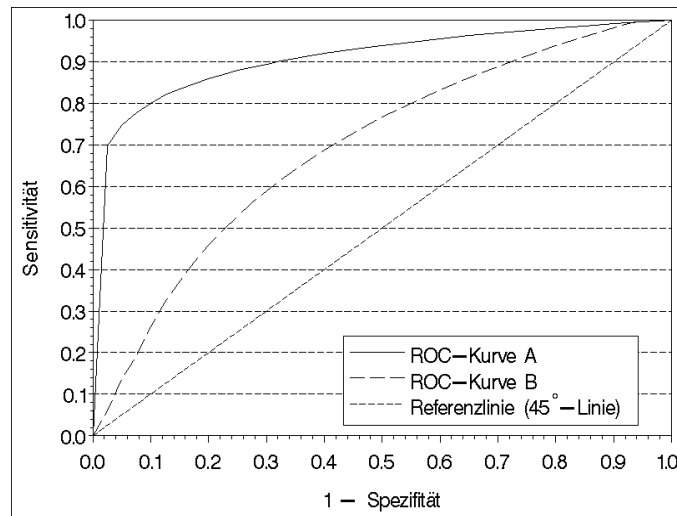


Abbildung 4.4: Allgemeine Darstellung verschiedener ROC-Kurven

$s = l_i + 1, \dots, t_i$) bestimmt werden. Ein äquivalenter Test ist der Rangsummentest von Wilcoxon (1945) (vgl. Hanley u. McNeill (1982), vgl. Harrell, Jr. (2001, S. 247)). Hosmer u. Lemeshow (2000, S. 162) geben eine Empfehlung ab, wie der Flächeninhalt unter der ROC-Kurve zu interpretieren ist (s. Tabelle 4.5).

| Flächeninhalt | Interpretation |
|--------------------------|----------------------|
| $A_{ROC} = 0,5$ | zufällige Prognose |
| $0,7 \leq A_{ROC} < 0,8$ | akzeptable Prognose |
| $0,8 \leq A_{ROC} < 0,9$ | großartige Prognose |
| $0,9 \leq A_{ROC}$ | überragende Prognose |

Tabelle 4.5: Interpretation des Wertes der Fläche unter der ROC-Kurve (in Anlehnung an Hosmer u. Lemeshow (2000, S. 162))

Im Rahmen von Stornoanalysen ist es für einen Kraftfahrtversicherer von zentralem Interesse, potentielle Stornierer in seinem Versicherungsbestand möglichst gut vorhersagen zu können. In diesem Fall kann er noch mit zielgerichteten Marketingmaßnahmen reagieren, um der Abwanderung eines stornogefährdeten Versicherungsnehmers entgegen zu wirken. Der Versicherer sollte aber vermeiden, Versicherungsnehmer zu kontaktieren, die gar nicht die Absicht haben, zu stornieren, aber durch das Modell als Stornierer eingestuft werden. Im letzten Fall könnte der Versicherer „schlafende Hund wecken“. Das bedeutet, dass in Stornoanalysen der Anteil der richtig klassifizierten Stornierer an der Gesamtanzahl aller Stornierer (Sensitivität) zu

maximieren, und der Anteil der falsch klassifizierten Stornierer an der Gesamtanzahl aller Nichtstornierer (1- Spezifität) zu minimieren ist. Da die Sensitivität und die Spezifität in einer Trade Off-Beziehung zueinander stehen, können beide Größen nur gleichzeitig optimiert werden. Der optimale Schwellenwert entspricht dem Punkt auf der ROC-Kurve, der den größten Abstand zur 45°-Referenzlinie besitzt. In diesem Punkt nehmen sowohl die Sensitivität als auch die Spezifität denselben Wert an.

In anderen Versicherungsanwendungen, bei denen z. B. der Eintritt und der Nicht-eintritt eines Schadenfalls modellgestützt vorhergesagt werden sollen, ist weniger eine gute Vorhersage auf der Einzelvertragsebene von Interesse, als vielmehr eine im Durchschnitt gute Prognosegenauigkeit des geschätzten Modells. In einem solchen Fall ist ein niedriger Wert der Sensitivität häufig akzeptabel (vgl. De Jong u. Heller (2008, S. 109 f.)).

Kumulierte Gains- und Lift-Charts

Eine anschauliche Form zur Darstellung der Prognosegenauigkeit bei Klassifikationsproblemen bieten auch kumulierte Gains- und daraus abgeleitete Lift-Charts. Diese Charts wurden zuerst zur Messung der Prognosegüte von Modellen im Direktmarketing (vgl. Berry u. Linoff (1997, S. 107 ff.), vgl. Hippner u. Wilde (2001, S. 109 f.), vgl. Malthouse (2001)) und später auch im Stornomanagement (vgl. Neslin u. a. (2006)) eingesetzt. Kumulierte Gains- und Lift-Charts sind leichter zu interpretieren als ROC-Kurven und bestehen i. A. aus der Lift-Kurve und einer Referenzlinie.

Es existieren zwei verschiedene Methoden, einen kumulierten Gains- bzw. Lift-Chart zu erzeugen: ein Scoring- und ein Schwellenwert-Ansatz. Beide Methoden liefern die selben Charts, wobei auf den einzelnen Achsen unterschiedliche Größen abgetragen werden. Die durch den Scoring-Ansatz gewonnenen Charts sind i. d. R. einfacher zu interpretieren.

(1) Scoring-Ansatz

Beim Scoring-Ansatz stellt der *kumulierte Gains-Chart* ein Diagramm dar, in dem der kumulierte Anteil der Beobachtungen, bei denen das interessierende Ereignis tatsächlich eingetreten ist ($Y = 1$), als Funktion des kumulierten Anteils des gescorten Bestandes abgetragen wird. Als *Score-Wert* wird jeder Beobachtung die auf Basis des Modells geschätzte Wahrscheinlichkeit $P(\hat{Y} = 1|x)$ für einen Ereigniseintritt bei gegebenem Prädiktorenvektor x zugeordnet. Anschließend werden alle Beobachtungen absteigend entsprechend ihres Score-Wertes sortiert und darauf aufbauend in Dezile eingeteilt (vgl. Berry u. Linoff (1997, S. 108), vgl. Giudici (2003, S. 201f.)). In dem auf diese Weise gescorten Bestand enthält z. B. das erste Dezil die Beobachtungen mit den 10 % größten geschätzten Wahrscheinlichkeiten für einen Ereigniseintritt. Die Referenzlinie stellt die 45°-Linie dar: In einem ungesorten Bestand, d. h. bei einer rein zufälligen Auswahl, beträgt der kumulierte Anteil der tatsächlichen Einsen im ersten Dezil 10%, in den ersten beiden Dezilen 20 %, usw. (s. Abbildung 4.5).

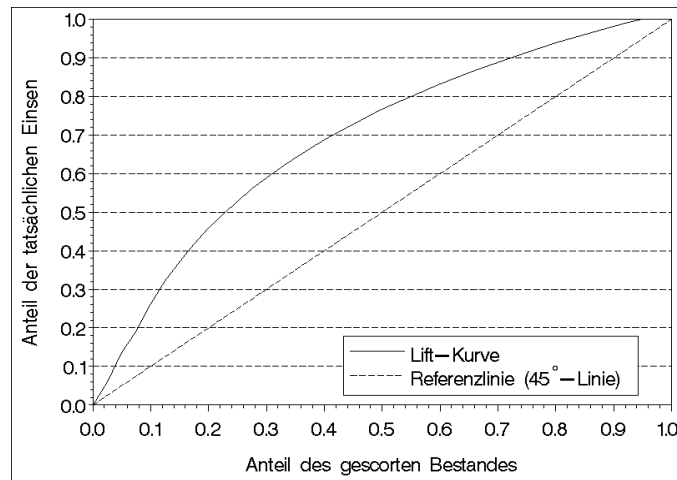


Abbildung 4.5: Allgemeine Darstellung eines kumulierten Gains-Charts beim Scoring-Ansatz

Die Prognosegüte wird mittels der Fläche A_{Lift} zwischen der Lift-Kurve und der Referenzlinie gemessen. Bei einem in Dezile und nicht in Perzentile zerlegten Datenbestand gilt: $0 \leq A_{Lift} \leq 0,45$ (vgl. Kahlenberg (2005, S. 107), vgl. Ling u. Li (1998)). Je größer der Flächeninhalt A_{Lift} ist, desto besser ist die Prognosegüte des angewendeten Modells.

Nach der Scoring-Methode ist ein *Lift-Chart* ein Diagramm, bei dem der Lift als Funktion des kumulierten Anteils des gescoreten Bestandes abgebildet wird. Der *Lift* berechnet sich dabei als Quotient aus den kumulierten Anteilen der tatsächlichen Einsen mit und ohne Verwendung der Modellergebnisse (vgl. Berry u. Linoff (1997, S. 107), vgl. Kahlenberg (2005, S. 109)). In Abbildung 4.6 ist der Lift-Chart, der die gleiche Information wie der kumulierte Gains-Chart in Abbildung 4.5 enthält, dargestellt. Beispielsweise bedeutet ein Lift-Wert von ca. 2,6 für das erste Dezil, dass im ersten Dezil des gescoreten Bestandes ca. 2,6-mal so viele tatsächliche Einsen beobachtet werden wie im ersten Dezil eines ungescoreten Bestandes. Ohne Berücksichtigung der Modellergebnisse erhält man im ersten Dezil nur 10%, in den ersten beiden Dezilen nur 20% der tatsächlichen Einsen usw. Die Referenzlinie entspricht daher einem Lift-Wert von 1. Der Lift-Wert nimmt mit der Anzahl der betrachteten Dezile ab und beträgt im gesamten Datenbestand 1, da in diesem Fall sowohl der ungescorete als auch der gescorete Bestand die selbe Information liefern.

(2) Schwellenwert-Ansatz

Beim Schwellenwert-Ansatz wird im *kumulierten Gains-Chart* die Sensitivität als Funktion des Y-Anteils für jeden möglichen Schwellenwert abgetragen, wobei der

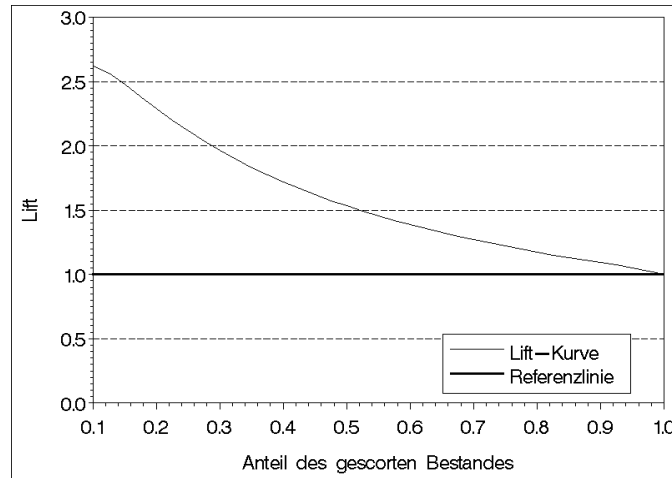


Abbildung 4.6: Allgemeine Darstellung eines Lift-Charts beim Scoring-Ansatz

Y-Anteil als

$$Y\text{-Anteil} = p_{11} + p_{01} = p_{\bullet 1}$$

definiert ist. Er drückt also den Anteil der vorhergesagten Einsen aus. Ähnlich wie bei einer ROC-Kurve kann jedem Punkt auf dem kumulierten Gains-Chart ein bestimmter Schwellenwert zugeordnet werden (vgl. Vuk u. Curk (2006)).

Ein *Lift-Chart* ist nach dem Schwellenwert-Ansatz ein Diagramm, in dem der Lift als Funktion des Y-Anteils abgetragen wird. Der *Lift* kann dabei als

$$\text{Lift} = \frac{\text{Sensitivität}}{Y\text{-Anteil}} = \frac{p_{11}/p_{1\bullet}}{p_{\bullet 1}} = \frac{p_{11}/p_{\bullet 1}}{p_{1\bullet}} \quad (4.86)$$

ausgedrückt werden (vgl. Burez u. van den Poel (2008)). Der Lift beschreibt folglich den Anteil der korrekt vorhergesagten Einsen an der Gesamtanzahl aller vorhergesagten Einsen (auch als *Präzision* bezeichnet) in Relation zum Anteil der tatsächlich gemessenen Einsen im gesamten Bestand. Er hängt also vom Anteil der tatsächlichen Einsen im Gesamtbestand ab, was für die ROC-Kurve nicht gilt (vgl. Vuk u. Curk (2006)).

Zwischen dem kumulierten Gains-Chart und der vorher beschriebenen ROC-Kurve besteht ein enger Zusammenhang: Die Lift-Kurve liegt bis auf die Punkte (0,0) und (1,1) leicht unterhalb der ROC-Kurve. Für einen beliebigen Punkt (p_1, p_2) auf der ROC-Kurve, wobei $p_1 < p_2$, ist der zugehörige Punkt auf dem kumulierten Gains-Chart

$$(p_2 \cdot p_{1\bullet} + p_1 \cdot (1 - p_{1\bullet}), p_2),$$

wobei $p_{1\bullet}$ den Anteil der tatsächlichen Einsen im gesamten Datensatz bezeichnet (vgl. Ling u. Li (1998)).

Kapitel 5

Empirische Untersuchungen

5.1 Datengrundlage

Für die folgenden Untersuchungen stand ein großer Datenabzug aus dem Kraftfahrtdatenbestand der Westfälischen Provinzial Versicherung AG (im Weiteren mit WPV abgekürzt) zur Verfügung. Die WPV ist ein der Sparkassen-Finanzgruppe zugehöriger öffentlich-rechtlicher Versicherer. Sie betreibt die Schaden- und Unfallversicherung mit Ausnahme der Rechtsschutzversicherung. Das Geschäftsgebiet mit rund 8,1 Mio. Einwohnern umfasst Westfalen bis auf den Landesteil Lippe und erstreckt sich vom westlichen Rand Bocholt bis zum östlichen Rand Höxter und vom nördlichen Rand Hopsten bis zum südlichen Rand Burbach. Die WPV verfügt über ein dichtes Vertriebsnetz von 475 Geschäftsstellen und vertreibt über ihren Verbundpartner ihre Produkte außerdem in 76 Sparkassen mit 1.514 Filialen.

Ende 2007 führte die WPV 766.270 Kraftfahrthaftpflicht- und 606.313 Fahrzeugversicherungsverträge in ihrem Versicherungsbestand (vgl. WPV (2008), S. 73). Damit betrug die Kaskoanbündelungsquote in 2007 79,13%. Ferner wies die WPV in 2007 die in Tabelle 5.1 aufgeführten Bruttobeiträge aus dem selbst abgeschlossenen Versicherungsgeschäft und Marktanteile in der Kraftfahrtversicherung (gesamt und getrennt für die einzelnen Versicherungsarten) aus. Gemessen an den Bruttobeiträgen in der gesamten Kraftfahrtversicherung befindet sich die WPV unter den Top 20 der in 2007 am deutschen Kraftfahrtversicherungsmarkt agierenden 104 Versicherer.

In Tabelle 5.2 ist das versicherungstechnische Nettoergebnis der WPV in 2007 aus dem selbst abgeschlossenen Versicherungsgeschäft nach den Veränderungen aus der Schwankungsrückstellung untergliedert nach den einzelnen Versicherungsarten und insgesamt dargestellt. Mit einem versicherungstechnischen Nettogewinn i. H. v. 22,4 Mio. € in der gesamten Kraftfahrtversicherung nimmt die WPV einen Platz unter

| Versicherungsart | Bruttobeitrag (Mio. €) | Marktanteil (in %) | Rang |
|-----------------------------------|---------------------------|-----------------------|------|
| Kraftfahrthaftpflichtversicherung | 179,7 | 1,40 | 23 |
| Fahrzeugvollversicherung | 94,4 | 1,50 | 20 |
| Fahrzeugteilversicherung | 21,3 | 1,36 | 21 |
| Kraftfahrt-Unfallversicherung | 2,8 | 2,10 | 13 |
| Kraftfahrtversicherung gesamt | 298,2 | 1,43 | 20 |

Tabelle 5.1: Bruttobeiträge, Marktanteile und Position der WPV in der Kraftfahrtversicherung in 2007 (erstellt auf Grundlage der Daten des GDV (2008a), S. 11 ff.)

den Top 10 von insgesamt 28 Versicherern ein, die in 2007 von 68 untersuchten Kraftfahrtversicherern einen versicherungstechnischen Nettogewinn erzielen konnten. Die Kraftfahrtversicherer, die einen versicherungstechnischen Nettogewinn in 2007 auswiesen, repräsentieren 60,1 % des Kraftfahrtversicherungsmarktes. Die analysierten 68 Kraftfahrtversicherer decken ca. 85 % des Marktes nach gebuchten Bruttobeiträgen ab (vgl. Schlüter (2008, S. 50ff.) und eigene Berechnungen).

| Versicherungsart | Versicherungstechnisches Nettoergebnis (Mio. €) |
|-----------------------------------|--|
| Kraftfahrthaftpflichtversicherung | 12,0 |
| Fahrzeugvollversicherung | 7,4 |
| Fahrzeugteilversicherung | 2,6 |
| Kraftfahrt-Unfallversicherung | 0,4 |
| Kraftfahrtversicherung gesamt | 22,4 |

Tabelle 5.2: Versicherungstechnisches Nettoergebnis der WPV in der Kraftfahrtversicherung im Jahr 2007 (erstellt auf Basis des Geschäftsberichts der WPV (2008), S. 24 f. und S. 71)

Die Geschäftsinteressen der WPV bleiben im Rahmen von dieser Arbeit in zweierlei Hinsicht gewahrt. Zum einen basieren die durchgeführten Untersuchungen zum Stornoverhalten von Kunden der WPV auf Daten aus den Jahren 2001 bis 2005. Seitdem hat die WPV Änderungen in den Tarifen vorgenommen. Die Aussagekraft der Stornoanalysen ist dementsprechend eingeschränkt. Zum anderen können mit den durchgeführten Kundenabwanderungsanalysen nur Frühindikatoren identifiziert werden, die anschließend im Kundenbindungs- und Stornomanagement genutzt werden können, um drohende Abwanderungen frühzeitig zu erkennen und die Bereitschaft des Kunden zum Wechsel des Versicherers zu mindern. Sie liefern aber keine Ansatzpunkte zu einer konkreten Gestaltung von Maßnahmen zur Verbesserung der

Kundenpflege und -bindung. Aus den in dieser Arbeit gewonnenen Analyseergebnissen werden nur für einzelne Prädiktoren, aber in keiner systematischen Weise konkrete Handlungsempfehlungen abgeleitet.

Sämtliche Analysen werden mit selbst erstellten Programmen in dem Statistik-System SAS für Windows in der Version 9.1.3 durchgeführt. Im ersten Schritt wird der Kraftfahrtversicherungsbestand der WPV *plausibilisiert*:

- (a) Verträge, bei denen der Versicherungsnehmer zu Vertragsbeginn jünger als 18 Jahre ist oder das Geburtsdatum fehlt, werden gelöscht.
- (b) Das Geschlecht von Firmen und Eheleuten wird auf fehlend gesetzt.
- (c) Bestandsbeiträge, die noch in DM ausgewiesen worden sind, werden auf € umgestellt.
- (d) Bei Verträgen, bei denen das Kundenbeziehungsdatum nach dem Beginndatum liegt, wird das Kundenbeziehungsdatum auf den Vertragsbeginn zurückverlegt.
- (e) Wenn auf bereits zur Hauptfälligkeit seitens des Versicherungsnehmers stornierte Verträge von der WPV Nachbearbeitungen vorgenommen worden sind, wird das Beendigungsdatum dieser Verträge auf den vorangehenden 01.01. zurückverlegt.

Im zweiten Schritt wird der zu untersuchende Bestand der WPV in mehrfacher Weise *homogenisiert*:

- (a) Es werden ausschließlich Kraftfahrtversicherungsverträge betrachtet, bei denen der Versicherungsnehmer eine Privatperson oder eine Person im öffentlichen Dienst ist. Damit sind insbesondere Gewerbebetriebe (z. B. die Landwirtschaft, die Kommunen oder die Industrie) von den Untersuchungen ausgeschlossen.
- (b) Ferner wird unter einem Kraftfahrzeug ausschließlich ein Personenkraftwagen verstanden. Somit bleibt die Versicherung insbesondere von Krafträdern, Lieferwagen und Lastkraftwagen unberücksichtigt.
- (c) Des Weiteren müssen die untersuchten Personenkraftwagen ausschließlich privat und somit nicht gewerblich genutzt werden.
- (d) Außerdem werden die Einschränkungen gemacht, dass ein Vertragsverhältnis weder für nur wenige Tage noch nur saisonal angelegt sein darf.
- (e) Zudem muss der eigentliche Hauptvertrag bereits begonnen haben. Letzteres ist nicht der Fall, wenn der Versicherer die vorläufige Deckungszusage kündigt (s. Unterabschnitt 3.4.3).

- (f) Überdies darf ein Versicherungsvertrag nicht vorübergehend als beitragsfreie Ruheversicherung fortgeführt worden sein. Dieser Fall liegt vor, wenn der Versicherungsnehmer sein Fahrzeug für einen vorübergehenden Zeitraum stillgelegt hat (s. Unterabschnitt 3.4.2).
- (g) Schließlich werden alle Versicherungsverträge eliminiert, bei denen zu einem bestehenden Fahrzeugvoll- bzw. Fahrzeugteilversicherungsvertrag oder Kraftfahrt-Unfallversicherungsvertrag kein Kraftfahrthaftpflichtversicherungsvertrag geführt wird.

Das interessierende Ereignis in dieser Arbeit ist die ordentliche Kündigung des Versicherungsnehmers zum Hauptfälligkeitstermin. Bei dieser Art der Vertragsbeendigung weiß der Versicherer sicher, dass für den Versicherungsnehmer weiterhin Versicherungsbedarf besteht, denn trotz des Versichererwechsels unterliegt das nicht aus dem Verkehr gezogene Fahrzeug weiterhin der Versicherungspflicht. Dazu konkurrierende Ereignisse sind die ordentliche Kündigung des Versicherers und alle in Unterabschnitt 3.4.2 aufgeführten außerordentlichen Möglichkeiten einer Vertragsbeendigung. Die konkurrierenden Ereignisse werden als zufällig zensiert behandelt. Versicherungsverträge, die am Studienende noch im Versicherungsbestand verweilen, gehen als fix zeitzensiert in die folgenden Stornoanalysen ein (s. Unterabschnitt 4.5.1).

Der vorliegende Datensatz umfasst alle bei der WPV am 01.01.2001 noch bestehenden Kraftfahrtversicherungsverträge, die frühestens am 01.01.1996 begonnen haben und alle Kraftfahrtversicherungsverträge, die im Zeitraum vom 01.01.2001 bis zum 01.11.2005 neu abgeschlossen worden sind. Es wurden Verträge ausgeschlossen, die entweder zum Hauptfälligkeitswechsel weniger als ein Versicherungsjahr (Rumpfversicherungsjahr) bestanden, oder die vor dem 01.01.2001 bereits begonnen hatten (linkstrunkiert) und zum 01.01.2001 durch einen Hauptfälligkeitswechsel endeten, da im letzteren Fall zu diesem Zeitpunkt noch keine Vertrags- oder Kundeninformationen vorlagen.

Insgesamt wurden 324.452 Kraftfahrtversicherungsverträge analysiert, von denen zur Hauptfälligkeit seitens des Versicherungsnehmers 6,32% storniert wurden (s. Tabelle 5.3). Darüber hinaus wurde bei 6,91% der untersuchten Verträge der bisherige Versicherer anlässlich der Anschaffung eines Ersatzfahrzeugs gewechselt, in weniger als 0,05‰ der Fälle wurde im Schadenfall der Vertrag vom Versicherungsnehmer beendet und bei 1,27% der Verträge übte der Versicherungsnehmer sein Sonderkündigungsrecht nach einer Erhöhung des Tarifbeitrags aus. Neben dem Hauptfälligkeitswechsel stellt somit auch der Versichererwechsel infolge eines Fahrzeugwechsels ein aus Sicht der WPV nicht vernachlässigbares vermeidbares Storno dar. In beiden Fällen gilt es, die stornogefährdeten Versicherungsnehmer möglichst

frühzeitig zu erkennen, um so mit gezielten Marketingmaßnahmen einem Storno vorzubeugen. Der sehr geringe Anteil von Kündigungen des Versicherungsnehmers im Schadenfall ist mit der alten Regelung in den AKB zu erklären, dass trotz Kündigung im Schadenfall der Versicherungsnehmer dem Versicherer den vollen Jahresbeitrag schuldete (s. Unterabschnitt 3.4.2).

Tabelle 5.3 stellt im mittleren Teil, der Vertrag-Sicht, die Gesamtanzahl der betrachteten Verträge und die absoluten und relativen Häufigkeiten für den Eintritt zum einen des interessierenden Ereignisses (Hauptfälligkeitswechsel) und zum anderen der damit konkurrierenden Ereignisse (zeitfixe oder zufällige Zensierung) dar. Zusätzlich ist für jeden der beiden Fälle absolut und relativ angegeben, wie viele linkstrunkierte Beobachtungen jeweils unter den Hauptfälligkeitswechslern bzw. den rechtszensierten Beobachtungen vorlagen. Die Anzahl der vom Versicherungsnehmer zur Hauptfälligkeit stornierten Verträge erscheint auf den ersten Blick sehr gering zu sein. Dabei gilt es zu beachten, dass hier nur die Hauptfälligkeitswechsel zum 01.01.2002, 01.01.2003, 01.01.2004 und 01.01.2005 gezählt wurden.

Im rechten Teil der Tabelle 5.3, der Vertrag/Jahr-Sicht, sind neben der Gesamtanzahl der untersuchten Vertragsjahre die absoluten und relativen Häufigkeiten rechtszensierter sowie linkstrunkierter Vertragsjahre ausgewiesen. Der aufgesplittete Datensatz in Vertrag/Jahr-Sicht enthält 1.256.656 Vertragsjahre, von denen in 20.515 Fällen ein Hauptfälligkeitswechsel stattgefunden hat. Außerdem sind 975.666 Vertragsjahre rechtszensiert und 256.475 Vertragsjahre linkstrunkiert. Durch den Übergang von der Vertrag-Sicht auf die Vertrag/Jahr-Sicht entstehen aus einem linkstrunkierten Datensatz in der Vertrag-Sicht so viele Datensätze in der Vertrag/Jahr-Sicht wie vor dem 01.01.2001 abgelaufene volle Versicherungsperioden vorhanden sind. Das erklärt die hohe Anzahl linkstrunkierter Daten in der Vertrag/Jahr-Sicht (s. auch die Tabelle 4.3 auf S. 122). Die linkstrunkierten Vertragsjahre werden aus dem aufgesplitteten Datensatz gelöscht, so dass der zu analysierende Datensatz 996.181 Vertragsjahre umfasst.

| | Vertrag-Sicht | Vertrag/Jahr-Sicht |
|--------------------------|-------------------|--------------------|
| Anzahl der Beobachtungen | 324.452 | 1.252.656 |
| Hauptfälligkeitswechsel | 20.515 (6,32 %) | 20.515 (1,64 %) |
| davon: linkstrunkiert | 11.863 (57,83 %) | |
| Rechtszensiert | 303.937 (93,68 %) | 975.666 (77,89 %) |
| davon: linkstrunkiert | 124.427 (40,94 %) | |
| Linkstrunkiert | — — | 256.475 (20,47 %) |

Tabelle 5.3: Beschreibung des analysierten Datenmaterials

Bevor erste Analysen auf dem in die einzelnen Vertragsjahre aufgesplitteten Ausgangsdatensatz durchgeführt werden können, ist es erforderlich, diesen in eine Trainings- und eine Validierungsstichprobe zu zerlegen. Die Zerlegung des Ausgangsdatensatzes in zwei getrennte Datensätze stellt die einfachste Methode einer *externen Validierung* dar (vgl. Harrell, Jr. (2001, S. 90 ff.)). Auf den Trainingsdaten wird das Stornomodell entwickelt. Anschließend wird das an die Trainingsdaten angepasste Stornomodell zur Vermeidung eines „Overfittings“, d. h. einer übermäßig günstigen Anpassung an zufällige Besonderheiten des Trainingsdatensatzes, auf seine Prognosequalität auf dem Validierungsbestand, also auf „neuen“ Daten, überprüft. Eine übliche Vorgehensweise besteht dabei darin, die vorliegende Datenmenge zufällig in einen Trainingsbestand von 60 % und einen Validierungsbestand von 40 % zu partitionieren (vgl. Kahlenberg (2005, S. 171 f.)).

5.2 Nicht-tarifierungsrelevante Prädiktoren

Im Rahmen der Stornomodellierung werden ausschließlich *objektiv* gemessene Prädiktoren berücksichtigt, weil *subjektiv* erhobene Daten aus Kundenzufriedenheitsbefragungen oder aus vom Kunden aktiv geäußerten Beschwerden nicht zu Analysezwecken zur Verfügung standen. Die Prädiktoren stammen zum Teil aus originär zum Zwecke der Tarifikalkulation erfassten Daten der WPV. So werden in den nachfolgenden Analysen zur Erklärung des Hauptfälligkeitsstornos z. B. die SF-Klasse in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung und die Tarifgruppe, sog. „harte“ Tariffaktoren, sowie die Jahreskilometerleistung, das Fahrzeugalter des versicherten Fahrzeugs und die Selbstnutzung von Wohneigentum, sog. „weiche“ Tariffaktoren, verwendet (s. Unterabschnitt 3.3.3).

Es wurde ferner auf Daten zurückgegriffen, die im Versicherungsvertrag zur Identifikation des Versicherungsnehmers und des Vermittlers genannt sind, aber nicht von der WPV im Rahmen der Tarifierung eingesetzt werden. Letztere Informationen werden auch in den Vertrags- und Kundendatenbanken der WPV abgelegt, so dass sie direkt oder in abgeleiteter Form als Prädiktoren zur Erklärung des Hauptfälligkeitswechsels eingesetzt werden konnten.

(1) Direkt übernommene Prädiktoren

Die Differenzierung zwischen den verschiedenen Vertriebswegen konnte *direkt* übernommen werden. Außerdem konnten sämtliche Informationen, die im Zusammenhang mit der Entrichtung des Jahresbeitrags stehen, *direkt* als Prädiktoren herangezogen werden. Dazu gehören die Inkassoart, die Zahlungsweise und die Tatsache, ob der Versicherungsnehmer gleichzeitig auch Beitragszahler ist.

(2) Abgeleitete Prädiktoren

Als *abgeleitete* Prädiktoren wurden u. a. generiert:

- (a) Aus dem Anredezeichen wurde auf das Geschlecht und den Titel des Versicherungsnehmers geschlossen.
- (b) Aus dem Geburtsdatum des Versicherungsnehmers wurde dessen Alter jeweils zum 01.01. der Kalenderjahre, die im Beobachtungszeitraum liegen, berechnet.
- (c) Durch den Adressabgleich an zwei aufeinanderfolgenden 01.01. konnte ein Umzugskennzeichen abgeleitet werden, das angibt, ob der Versicherungsnehmer innerhalb des letzten Jahres umgezogen ist.
- (d) Die Eingangsart eines Kraftfahrtversicherungsvertrages konnte aus dem Beginndatum und der Tatsache, ob ein Vorversicherer existiert, bestimmt werden. Falls ein Versicherungsvertrag an einem 01.01. mit einem bekannten Vorversicherer zugegangen ist, liegt ein vorher erfolgter Hauptfälligkeitswechsel vor. Falls ein Kunde unterjährig von einem Vorversicherer gewonnen wird, hat vorher ein Fahrzeugwechsel stattgefunden. In den sonstigen Fällen wurde ein Kraftfahrtversicherungsvertrag zum ersten Mal abgeschlossen.
- (e) Auf Grundlage der Daten in der Kundendatenbank ließ sich sowohl die Anzahl der noch laufenden als auch der bereits stornierten Verträge in anderen Versicherungssparten ermitteln. Außerdem war es möglich, aus dem Beginndatum des Kraftfahrtversicherungsvertrages und der Kundenbeziehung die Kundenbeziehungsdauer, die bereits vor dem Vertragsabschluss vergangen war, zu berechnen. Des Weiteren wurde durch das Abgleichen der Vermittlernummern an zwei aufeinanderfolgenden 01.01. erfasst, ob ein Vermittlerwechsel im Vorjahr stattgefunden hat.
- (f) Aus dem Meldedatum und dem Datum der letzten Bearbeitung eines Schadensfalls wurde die Abwicklungsdauer des Schadens differenziert nach Kraftfahrthaftpflicht- und Kaskoschäden berechnet.
- (g) Durch die Zuordnung einzelner Kraftfahrtversicherungsverträge zu Haushalten und der anschließenden Generierung eines zeitabhängigen Prädiktors, der den Effekt des Zu- bzw. Abgangs eines Kraftfahrtversicherungsvertrages auf den bereits bestehenden bzw. den verbleibenden Versicherungsvertrag erfasst, konnten kurzfristige Abhängigkeiten zwischen Versicherungsverträgen desselben Haushalts analysiert werden. Im Folgenden wird auf die Definition eines Haushalts und die Kategorien des zur Abhängigkeitsmessung generierten zeitabhängigen Prädiktors genauer eingegangen.

Kurzfristige Abhängigkeiten innerhalb eines Haushalts

Um kurzfristige Abhängigkeiten auf der Haushaltsebene zu analysieren, wurde zunächst ein „Haushalt“ definiert. Da die WPV keinen Haushaltsschlüssel in ihrer Datenbank führt, der die Beziehung zwischen einzelnen Kraftfahrtversicherungsverträgen klar dokumentiert, wird pragmatisch festgelegt, dass zu einem Haushalt alle Kraftfahrtversicherungsverträge gehören, wenn diese in Bezug auf

- (a) den Nachnamen des Versicherungsnehmers,
- (b) die Straße und Hausnummer sowie
- (c) die zugehörige Postleitzahl des Wohnortes des Versicherungsnehmers

identisch sind. Diese Definition kann offensichtlich zu zwei Fehlern führen: Auf der einen Seite können Versicherungsnehmer, die in demselben Wohnblock wohnen und den gleichen Nachnamen tragen, fälschlicherweise demselben Haushalt zugewiesen werden. Auf der anderen Seite können Versicherungsnehmer, die zusammen in derselben Wohnung wohnen, aber unterschiedliche Nachnamen besitzen, fälschlicherweise als zwei verschiedene Haushalte erkannt werden.

Motiviert durch die Analysen von Lie u. a. (2004), die mit einem zeitabhängigen Prädiktor die kurzfristige Abhängigkeit der Verschleisserscheinungen in einer Hüfte auf die ihr gegenüberliegenden Hüfte eines Patienten untersucht haben, werden in der vorliegenden Arbeit kurzfristige Abhängigkeiten auf der Haushaltsebene analysiert, um u. a. zu erforschen, ob das Hauptfälligkeitstorno eines Versicherungsvertrages Auswirkungen auf das Storno eines anderen Vertrages in demselben Haushalt hat.

Beschränkt auf Haushalte, die höchstens zwei Kraftfahrtversicherungsverträge bei demselben Versicherer besitzen, beschreibt der kategoriale zeitabhängige Prädiktor *tdep* (abkürzend für „time dependency“) die verschiedenen Varianten der Abhängigkeiten und wird dazu wie in Abbildung 5.1 definiert. Die Ausprägung 0 der erklärenden Variable *tdep* stellt die Referenzkategorie dar, d. h. den Fall, in dem der Haushalt nur einen Vertrag besitzt oder zwei Verträge, die sich jedoch zeitlich nicht überlappen. Auf die Ausprägungen 2 und 6 soll ein besonderes Augenmerk gelegt werden (beide Fälle sind kursiv gedruckt). Im Fall *tdep=2*, wenn ein zweiter junger Vertrag zu einem ersten bereits bestehenden älteren Vertrag hinzukommt, wird man eine stornosenkende Wirkung des älteren auf den jüngeren Vertrag vermuten. Im Fall *tdep=6*, wenn der ältere Vertrag z. B. aus Unzufriedenheit des Versicherungsnehmers mit der Schadenregulierung zur Hauptfälligkeit storniert wird, wird dieser Umstand vermutlich nicht folgenlos für den jüngeren Vertrag bleiben und eine stornotreibende Wirkung entfalten.

| | | | |
|--------|---|---|--|
| tdep = | { | 0 | Haushalt hat nur einen Vertrag oder zwei Verträge, die sich zeitlich nicht überlappen (Ref.), |
| | | 1 | 2. Vertrag kommt hinzu, Wirkung auf den 1. Vertrag, |
| | | 2 | <i>2. Vertrag kommt hinzu, Wirkung auf den 2. Vertrag,</i> |
| | | 3 | 2. Vertrag wird zur Hauptfälligkeit storniert, Wirkung auf den 1. Vertrag, |
| | | 4 | 2. Vertrag wird durch Fahrzeugwechsel mit Nachversicherer storniert, Wirkung auf den 1. Vertrag, |
| | | 5 | 2. Vertrag wird durch sonstigen Grund storniert, Wirkung auf den 1. Vertrag, |
| | | 6 | <i>1. Vertrag wird zur Hauptfälligkeit storniert, Wirkung auf den 2. Vertrag,</i> |
| | | 7 | 1. Vertrag wird durch Fahrzeugwechsel mit Nachversicherer storniert, Wirkung auf den 2. Vertrag, |
| | | 8 | 1. Vertrag wird durch sonstigen Grund storniert, Wirkung auf den 2. Vertrag. |

Abbildung 5.1: Definition von *tdep*

(3) Neu kreierte Prädiktoren

Schließlich wurden auch *neue* Prädiktoren kreierte, indem eine externe Softwarelösung eingesetzt wurde und Informationen aus einer frei zugänglichen Datenbank verwendet wurden. So konnten mit Hilfe der Tarifierungssoftware „NAFI-Kfz-Kalkulator“ der NAFI-Unternehmensberatung GmbH & Co. KG für jeden einzelnen Kraftfahrversicherungsvertrag der WPV die entsprechenden Bestandsbeiträge der direkten Wettbewerber berechnet werden.

Räumliche Distanz zwischen Vermittler und Versicherungsnehmer

Die frei zugängliche Datenbank OpenGeoDB, abrufbar unter der Internetadresse <http://opengeodb.hoppe-media.com>, wurde verwendet, um Postleitzahlen geographische Koordinaten (Längen- und Breitengrade) zuzuordnen. Mit Hilfe dieser Zuordnung konnte die räumliche Distanz zwischen einem Vermittler und einem Versicherungsnehmer berechnet werden. Die methodische Vorgehensweise wird im Folgenden dargestellt.

Als Substitut zur Beschreibung der Verbundenheit zwischen einem Versicherungsnehmer (VN) und dem ihn betreuenden Vermittler (VV) wird die räumliche Distanz zwischen dem Wohnort des Vermittlers und dem des Versicherungsnehmers verwendet. Dazu werden zunächst mit Hilfe der Datenbank OpenGeoDB die Postleitzahlen der Wohnorte der Vermittler bzw. Versicherungsnehmer jeweils in Längen- und Breitengrade überführt.

Sei L_{VV} bzw. B_{VV} der der Postleitzahl des Wohnortes des Vermittlers zugeordnete Längen- bzw. Breitengrad. Ferner sei L_{VN} bzw. B_{VN} der Längen- bzw. Breitengrad, der der Postleitzahl des Wohnortes eines Versicherungsnehmers entspricht. Die Breiten- und Längengrade sind zur Berechnung der räumlichen Distanz zwischen beiden Wohnorten zunächst im Bogenmaß anzugeben. Die Umrechnung des dezimalen Formats in das Bogenmaß erfolgt jeweils für einen Breiten- bzw. Längengrad – hier exemplarisch anhand der geographischen Koordinaten eines Vermittlers dargestellt – über die Formel

$$B_{VV}^* = B_{VV} \cdot \frac{2\pi}{360} \quad \text{bzw.} \quad L_{VV}^* = L \cdot \frac{2\pi}{360}$$

mit $\pi = 3,141592654$. Anschließend wird die Entfernung zwischen beiden Wohnorten auf einer Einheitskugel über trigonometrische Funktionen berechnet:

$$\phi = \arccos [\sin(B_{VV}^*) \cdot \sin(B_{VN}^*) + \cos(B_{VV}^*) \cdot \cos(B_{VN}^*) \cdot \cos(L_{VN}^* - L_{VV}^*)] .$$

Wird der ausgerechnete Wert für ϕ mit dem Äquatorradius von 6.378 km multipliziert, erhält man schließlich mit

$$\text{distVVVNGeo} = 6.378 \cdot \phi$$

die räumliche Distanz (in km gemessen) zwischen den Wohnorten eines Vermittlers und eines Versicherungsnehmers auf der Erdkugel (vgl. Wikipedia (2008)).

5.3 Formulierung eines Hypothesengerüsts

Vor der Schätzung des Stornomodells sind Hypothesen aufzustellen, die einen Einfluss einzelner Prädiktoren auf die Dauer bis zu einem Hauptfälligkeitswechsel in der Kraftfahrtversicherung abzuleiten versuchen. Die formulierten Hypothesen basieren zum einen Teil auf veröffentlichten Stornoanalysen aus dem Versicherungssektor und zum anderen Teil auf bereits gesammelten Erfahrungen der Mitarbeiter der Abteilung Versicherungsmathematik für Privatkunden der WPV bei der Durchführung von Stornoanalysen.

Die Hypothesen lassen sich vier verschiedenen Ebenen zuordnen:

- (1) dem einzelnen Versicherungsvertrag, dessen Leistungsumfang im Schadenfall im Versicherungsvertrag und in den Versicherungsbedingungen geregelt ist;
- (2) dem Kunden, der u. U. gleichzeitig mehrere Versicherungsverträge in verschiedenen Versicherungssparten bei der WPV abgeschlossen hat;

- (3) dem Haushalt, dem der Kunde angehört und der aus mehreren Mitgliedern bestehen kann, von denen alle oder nur einige Personen Versicherungsverträge bei der WPV besitzen;
- (4) dem Wettbewerb, der den Versicherungsnehmer, den Kunden und den Haushalt mit attraktiven Konkurrenzangeboten abzuwerben versucht.

An jeder einzelnen Ebene kann die WPV mit geeigneten Marketingmaßnahmen ansetzen, um so eine stornogefährdete Beziehung entweder auf der Vertrags-, Kunden- oder Haushaltsebene noch möglichst frühzeitig zu stabilisieren und sich klar vom Wettbewerber abzugrenzen.

1. Ebene: Versicherungsvertrag

Auf der Ebene eines einzelnen Versicherungsvertrages werden Hypothesen zu den nachfolgenden fünf Themenfeldern aufgestellt:

- (a) Soziodemographika des Versicherungsnehmers,
- (b) Preissensibilität des Versicherungsnehmers,
- (c) Versichertes Fahrzeug,
- (d) Leistungsumfang des Kraftfahrtversicherungsvertrages und
- (e) Abwicklung im Schadenfall.

(1.a) Soziodemographika des Versicherungsnehmers

Die Schätzung eines Probitmodells, in dem die Wechselwahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von Prädiktoren modelliert worden ist, hat ergeben, dass die Informiertheit eines Versicherungsnehmers, z. B. über das Beitragsniveau eines Versicherers, einen hoch signifikanten Einfluss auf dessen Wechselbereitschaft hat (vgl. Finsinger u. a. (1987, S. 680 f.)). Das nicht beobachtbare Merkmal *Informiertheit* wurde dabei anhand von mehreren beobachtbaren Merkmalen operationalisiert: dem Alter, dem Geschlecht, der Ausbildung und dem Einkommen des Versicherungsnehmers. Der Prototyp eines informierten Nachfragers ist gemäß dieser Studie relativ jung, männlich, besitzt ein relativ hohes Bildungsniveau und verfügt über ein relativ hohes Einkommen (vgl. auch Schlesinger u. von der Schulenburg (1993, S. 611)).

Stützt man sich auf diese Studie, so nimmt mit zunehmendem Alter die Informiertheit und damit auch die Wechselbereitschaft eines Versicherungsnehmers ab. Eine mögliche Erklärung für dieses Verhalten besteht darin, dass Versicherungsverträge typischerweise langfristig angelegt sind, und die Versicherungsentscheidung bereits in jungen Jahren beim Kauf des ersten Fahrzeugs getroffen wird. Danach bedarf es

i. d. R. eines besonderen Anlasses, bis ein Versicherungsnehmer Mühen und Kosten auf sich nimmt, um sich erneut über den Kraftfahrtversicherungsmarkt zu informieren und schließlich zu einem Konkurrenten zu wechseln. Ältere Versicherungsnehmer genießen gewöhnlich einen höheren Wohlstand und besitzen zu dessen Absicherung einen relativ großen Bestand an Versicherungsverträgen. Mit der Anzahl der bei einem Versicherer abgeschlossenen Versicherungsverträge steigt aber i. A. der entstehende Aufwand für einen Wechsel zu einem anderen Anbieter (vgl. Finsinger u. a. (1987, S. 677), vgl. Freyland u. a. (1999), vgl. Guillen u. a. (2003a, S. 17), vgl. Guillen u. a. (2003b, S. 483), vgl. Reichheld (1993, S. 66), vgl. Schneider u. a. (2001, S. 150)).

Eine repräsentative Online-Panel-Befragung hat ein differenzierteres Ergebnis bezüglich des Einflusses des Alters auf die Wechselbereitschaft eines Versicherungsnehmers geliefert: Die 35- bis 44-Jährigen sind danach besonders wechselfreudig, während sich sowohl die 18- bis 24-Jährigen als auch die Generation 55 plus eher selten für einen neuen Anbieter entscheiden (vgl. IMWF Institut für Management- und Wirtschaftsforschung u. VHV Versicherungen (2008), vgl. auch Doll (2008)).

Hypothese 1: Bei relativ jungen und relativ alten Versicherungsnehmern ist die Loyalität gegenüber dem bisherigen Kraftfahrtversicherer besonders stark ausgeprägt.

In der Studie von Finsinger u. a. (1987) wurde des Weiteren bei der Messung der Informiertheit eines Versicherungsnehmers zwischen den Geschlechtern differenziert. Männliche Versicherungsnehmer erweisen sich als informierter und stornoanfälliger, während weibliche Versicherungsnehmer sich eher loyal verhalten (vgl. dazu auch Guillen u. a. (2003a), vgl. Guillen u. a. (2003b)). Das mag damit zu begründen sein, dass sich Frauen vor dem Wechsel des Anbieters relativ intensiv mit den Leistungsmerkmalen aller Anbieter auseinandersetzen und viel Zeit investieren, um deren Preise zu vergleichen (vgl. IMWF Institut für Management- und Wirtschaftsforschung u. VHV Versicherungen (2008, S. 6)). Ferner holen sie eher den fachlichen Ratschlag des Versicherungsvermittlers vor Ort ein, bevor sie zu einem Versichererwechsel bereit sind (vgl. Doll (2008)). Diesen Zusammenhang zwischen dem Geschlecht und der Stornoanfälligkeit konnten Freyland u. a. (1999) bei der Anwendung eines kausalanalytischen Modells jedoch nicht bestätigen.

Hypothese 2: Männer weisen eine höhere Stornoneigung als Frauen auf.

Versicherungsnehmer mit Familie und Kindern verfügen i. d. R. über ein niedrigeres Budget als vergleichbare Versicherungsnehmer ohne Kinder. Die WPV bietet – wie andere Versicherer auch – einen Rabatt für Familien mit Kindern unter 16 Jahren

an. Es ist zu vermuten, dass dieser Rabatt stornosenkend wirkt.

Hypothese 3: Versicherungsnehmer mit Familie und Kindern stornieren weniger häufig als Versicherungsnehmer ohne Kinder.

Die WPV ist ein regional tätiger Versicherer mit Hauptsitz in Münster. Es ist daher zu vermuten, dass im Münsterland wohnhafte Versicherungsnehmer gegenüber der WPV ein hohes Maß an Loyalität entgegenbringen.

Hypothese 4: Versicherungsnehmer, die im Münsterland wohnen, verhalten sich gegenüber der WPV loyaler als solche, die ihren Wohnsitz nicht im Münsterland haben.

Bei Versicherungsnehmern, die umgezogen sind, haben sich die Lebensverhältnisse und damit auch auch deren Absicherungsbedarf geändert. Eine bestehende Hausrat- oder Wohngebäudeversicherung ist entsprechend anzupassen (vgl. Brockett u. a. (2008, S. 727 ff.)). Der Umzug kann ferner zu einer neuen Einstufung des versicherten Personenkraftwagens zu den Regionalklassen in der Kraftfahrtversicherung, einer höheren jährlichen Kilometerleistung oder auch zum Wegfall des Garagenrabattes führen. Der mit einem Umzug verbundene Such- und Entscheidungsprozess kann daher einen Versichererwechsel begünstigen.

Hypothese 5: Versicherungsnehmer, die im Vorjahr umgezogen sind, besitzen eine höhere Stornoneigung.

Da Risiken, die den Tarifgruppen B und F angehören, einen deutlich geringeren Schadenbedarf aufweisen als andere Risiken, wird ihnen ein entsprechender Abschlag auf den Beitrag des Normaltarifs eingeräumt (s. Unterabschnitt 3.3.3). Es ist zu vermuten, dass sich deren geringe Schadenneigung auf die Stornoneigung überträgt (vgl. auch Reuss (2002, S. 68)).

Hypothese 6: Versicherungsnehmer im öffentlichen Dienst oder im Finanzdienstleistungsbereich besitzen tendenziell eine geringere Stornoneigung.

Eigentümer von Immobilien sind weniger mobil. Da mit einem Umzug i. A. eine Neuordnung zu den Regionalklassen erfolgt, stellt ein Versicherungsnehmer, der mobiler ist, eher seinen Versicherungsvertrag auf den Prüfstand (vgl. Reichheld (1993, S. 66)). Es gilt aber zu beachten, dass viele Immobilieneigentümer nur deshalb länger bei dem Versicherer verweilen, weil der Versicherer ihnen aufgrund des Eigentums einen Rabatt auf den zu entrichtenden Beitrag einräumt, so dass der Grund

für das loyale Verhalten weniger die Immobilität als vielmehr der Beitragsnachlass ist (vgl. Reuss (2002, S. 68)).

Hypothese 7: Immobilieneigentümer sind tendenziell treuer.

(1.b) Preissensibilität des Versicherungsnehmers

Versicherungsnehmer, die einen hohen Jahresbruttobeitrag entrichten müssen, können bei einem Rabatt von z. B. 5% absolut gesehen mehr Geld sparen, als Kunden, die nur einen niedrigeren Jahresbruttobeitrag zu entrichten haben. Deshalb steigt die Wechselbereitschaft eines Versicherungsnehmers mit der absolut zu zahlenden Höhe des Jahresbruttobeitrags an (vgl. Schlesinger u. von der Schulenburg (1993, S. 605 f.)). Ein Versicherungsnehmer vergleicht dabei seinen zu zahlenden Jahresbruttobeitrag mit dem, der bei einer Tarifumstellung auf den aktuellen Tarif oder bei einem Wechsel zu einem Konkurrenzversicherer zu entrichten wäre.

Hypothese 8: Je größer die Differenz zwischen dem aktuell zu entrichtenden und dem von Konkurrenzversicherern in Aussicht gestellten Jahresbruttobeitrag ist, desto höher ist die Wechselbereitschaft des Versicherungsnehmers.

Es ist vermuten, dass Kunden ebenfalls sensibel reagieren, wenn der Beitrag, nicht jedoch die Leistung zunimmt, da sich in diesem Fall das Preis-Leistungs-Verhältnis verschlechtert.

Hypothese 9: Je größer die Anzahl der Beitragserhöhungen ist, ohne dass sich der Leistungsumfang verändert hat, desto höher ist die Stornoneigung.

In der Kraftfahrthaftpflichtversicherung nimmt die Stornoneigung mit steigendem Beitragssatz, d. h. mit abnehmender Schadenfreiheitsklasse, zu. Insbesondere werden Versicherungsverträge, die sich in der Schadenfreiheitsklasse 0 oder in einer der beiden Schadenklassen M oder S befinden, häufiger storniert (vgl. Neeb (1999, S. 195), vgl. Reuss (2002, S. 68)).

Hypothese 10: Je niedriger die Schadenfreiheitsklasse in der Kraftfahrthaftpflichtversicherung ist, desto höher ist die Stornoneigung.

Versicherungsnehmer, die nicht in der Lage sind, den geforderten Versicherungsbeitrag im Voraus für ein Versicherungsjahr zu entrichten, haben häufig finanzielle

Engpässe. Sie nehmen es dabei auch in Kauf, einen Ratenzahlungszuschlag zu entrichten. Wenn sie einen preisgünstigeren Kraftfahrtversicherer finden, wandern sie tendenziell schnell ab.

Hypothese 11: Eine unterjährige Zahlungsweise fördert die Stornoneigung.

Versicherungsspartenübergreifend hat die Durchsetzung einer möglichst hohen Lastschriftquote einen stornosenkenden Einfluss und erhöht damit die Kundenbindung. Dies hängt damit zusammen, dass bei einer Rechnungszahlung die Überweisung vom Kunden aktiv anzustoßen ist, so dass der Kunde seinen Versicherungsvertrag eher auf den Prüfstand stellt und den aktuell zu zahlenden Beitrag mit dem von Konkurrenzversicherern vergleicht (vgl. Ullmann (2003, S. 1270), vgl. Ullmann u. Garbers (2003b, S. 474)).

Hypothese 12: Rechnungszahler beenden eher ihren Vertrag als Lastschriftzahler.

In der Kraftfahrtversicherung besteht eine überdurchschnittliche Bereitschaft, zu einem Direktversicherer zu wechseln. Rund 25 % der Kunden können sich ein direktes Zusammenwirken mit dem Versicherer ohne die Unterstützung des betreuenden Außendienstes vorstellen (vgl. Reime (2003, S. 177)). Die Attraktivität eines Direktversicherers ergibt sich für den Kunden aus einem Preisvorteil aufgrund der geringeren Vertriebskosten, zu Lasten einer fehlenden Betreuung und Präsenz vor Ort (vgl. Finsinger u. a. (1987, S. 682), vgl. Reime (2003, S. 183)).

Hypothese 13: Es besteht eine Tendenz, von einem Versicherer mit Außendienst zu einem mit Direktabsatz zu wechseln.

75 % der Versicherungsnehmer, die für 2009 einen Wechsel zu einem neuen Kraftfahrtversicherer planen, gehören zu der Gruppe, die laut einer repräsentativen Umfrage in den letzten fünf Jahren jeweils zum Hauptfälligkeitstermin einen neuen Versicherungsvertrag bei einem anderen Anbieter abgeschlossen haben. Ein „Dauerwechsler“ wählt jedes Jahr den Kraftfahrtversicherer aus, der den niedrigsten Jahresbeitrag fordert (vgl. IMWF Institut für Management- und Wirtschaftsforschung u. VHV Versicherungen (2008, S. 9)).

Hypothese 14: Versicherungsnehmer mit Wechselserfahrung besitzen eine höhere Stornoneigung als Versicherungsnehmer, die noch nie zu einem anderen Kraftfahrtversicherer abgewandert sind.

(1.c) Versichertes Fahrzeug

Vielfahrer mit einer hohen jährlichen Kilometerleistung weisen eine relativ hohe Wechselbereitschaft auf, da sich mit steigender Jahreskilometerleistung auch deren Jahresbeitrag erhöht (vgl. o. V. (2008c)). Vielfahrer sind häufig auf der Straße unterwegs und besitzen somit statistisch gesehen ein höheres Unfallrisiko als Wenigfahrer.

Hypothese 15: Vielfahrer beenden ihren Versicherungsvertrag tendenziell eher als Wenigfahrer.

Versicherungsnehmer, die ein gebrauchtes Fahrzeug erwerben, haben oftmals nicht die finanziellen Mittel, sich einen Neuwagen zu kaufen. Sie schließen in der Folge bei einem Versicherer auch nur den vom Gesetzgeber geforderten Versicherungsschutz für ihr Fahrzeug ab, nämlich eine Kraftfahrthaftpflichtversicherung. Zudem dürften sie darauf bedacht sein, stets beim preisgünstigsten Kraftfahrtversicherer versichert zu sein.

Hypothese 16: Eigentümer eines gebrauchten Fahrzeugs wechseln häufiger den Versicherer als Eigentümer eines Neufahrzeugs.

(1.d) Leistungsumfang des Kraftfahrtversicherungsvertrages

Besteht ein Kraftfahrtversicherungsvertrag nur aus einer Kraftfahrthaftpflichtversicherung und keiner zusätzlich an diesen angebundelten Versicherungsart, so wirkt dies stornoerhöhend (vgl. Reuss (2002, S. 68)). In diesem Fall bezahlt der Versicherungsnehmer einen Beitrag, damit die Kompensationszahlungen für Schäden, die er mit seinem Fahrzeug einem Dritten zufügt, vom Versicherer übernommen werden. Er kann folglich die Leistungsfähigkeit des Versicherers nur mittelbar wahrnehmen. Versicherungsnehmer, die zusätzlich bei ihrem Versicherer einen Vollkaskovertrag abgeschlossen haben, wollen ihr eigenes Fahrzeug, das i. d. R. ein Neuwagen sein dürfte, gegen den Wertverlust in den ersten Nutzungsjahren absichern. Sie haben daher ein großes Interesse an Versicherungsschutz. Wenn der Neuwagen geleast ist, wird der Nachweis einer Vollkaskoversicherung zudem vom Leasinggeber eingefordert.

Hypothese 17: Reine KH-Verträge werden tendenziell häufiger vom Versicherungsnehmer storniert als KH-Verträge, an die zusätzlich eine VK-Deckung angebündelt ist.

(1.e) Abwicklung im Schadenfall

Aus Sicht des Kunden kommt einer unbürokratischen und schnellen Schadenregulierung eine herausragende Bedeutung zu. Die Schadenregulierung dient als Instrument

zur Erhöhung der Kundenbindung, denn im Schadenfall hat der Kunde die einzige Möglichkeit, den Nutzen des immateriellen Produkts Versicherung zu erleben. Der Eintritt eines Schadenfalls wird so zum „Augenblick der Wahrheit“ für den Fortbestand der Kundenbeziehung (vgl. Müller (2003, S. 207), vgl. Schlesinger u. von der Schulenburg (1993, S. 606), vgl. Ullmann u. Peill (1994, S. 1269)). Vielfach wird daher im Normalschadenbereich darauf verzichtet, eine schriftliche Schadenanzeige einzuholen. Oft ist der Versicherungsvermittler bzw. der beauftragte Sachverständige mit der Regulierung beauftragt, so dass der Kunde nicht in Vorlage treten muss, weil eine entsprechende Übernahmeerklärung gegenüber der reparierenden Werkstatt abgegeben worden ist (vgl. Lammers (2006, S. 129)).

In der Kraftfahrtversicherung nimmt die Zufriedenheit des Kunden bereits nach zwei Wochen seit der Meldung des Schadenfalls merklich ab, während in der Sachversicherung die kritische Grenze bei vier Wochen liegt (vgl. Ullmann u. a. (2003, S. 1357)). Ein Direktversicherer gibt mittlerweile sogar eine Garantie ab, einen Kasko-Schaden innerhalb von sieben Tagen zu regulieren, wenn ihm alle benötigten Unterlagen vorliegen. Bei Überschreitung dieser Regulierungsfrist erhält der Versicherungsnehmer eine Entschädigung (vgl. Schickling (2008)).

Da die Kraftfahrthaftpflichtversicherung Ansprüche von geschädigten Dritten befriedigt, und somit der Versicherungsnehmer keinen Vorteil aus einer zügigen Schadenabwicklung ziehen kann, ist von besonderem Interesse, ob ein Kunde in seiner Urteilsbildung zwischen der Kraftfahrthaftpflicht- und der Fahrzeugversicherung differenziert, oder ob sich lediglich ein gutes oder schlechtes Image des Versicherers im Bereich der Schadenabwicklung herausbildet (vgl. Finsinger u. a. (1987, S. 674)).

Hypothese 18 a: Eine im Durchschnitt lange Schadenregulierungsdauer in der VK- oder TK- Versicherung erhöht tendenziell das Risiko, dass der Versicherungsnehmer den Versicherer wechselt.

Hypothese 18 b: Eine im Durchschnitt lange Schadenregulierungsdauer in der KH-Versicherung beeinflusst die Wechselbereitschaft eines Kunden eher weniger .

Schäden werden vom Versicherer unabhängig davon erfasst, ob der entstandene Schaden durch den Versicherungsvertrag gar nicht, teilweise oder vollständig abgedeckt wird. Kunden, deren Schaden am eigenen Fahrzeug entweder gar nicht oder nur teilweise ersetzt wird, sind unzufrieden mit der Leistung des Versicherers und neigen eher zu einem Storno des Versicherungsvertrages (vgl. Guillen u. a. (2003a, S. 10), vgl. Schlesinger u. von der Schulenburg (1993, S. 606)).

Hypothese 19: Versicherungsnehmer, die im Vorjahr einen TK- oder VK-Schaden dem Versicherer gemeldet haben, besitzen eine höhere Neigung, den Versicherer zu wechseln.

2. Ebene: Kunde

Auf der Kundenebene soll der Einfluss der nachfolgenden drei Merkmale auf das Stornoverhalten eines Hauptfälligkeitwechslers anhand von geeigneten Hypothesen untersucht werden:

- (a) Anzahl laufender Verträge in anderen Versicherungssparten,
- (b) Kundenbeziehungsdauer vor dem Abschluss des Kraftfahrtversicherungsvertrages und
- (c) Nähe zum Versicherungsvermittler.

(2.a) Anzahl laufender Verträge in anderen Versicherungssparten

Kunden, die mehrere Versicherungsverträge in verschiedenen Versicherungssparten bei demselben Versicherer abgeschlossen haben, werden häufig Bündelrabatte eingeräumt. Diese Versicherungspraxis hilft, Kunden an den Versicherer zu binden (vgl. Guillen u. a. (2003a, S. 7), vgl. Lammers (2006, S. 129), vgl. Schneider u. a. (2001, S. 149)). Wenn sie sich entschließen, mit sämtlichen Versicherungsverträgen zur Konkurrenz abzuwandern, entstehen für sie hohe Informations- und Suchkosten, weil für jeden einzelnen Versicherungsvertrag eine Alternative bei einem Konkurrenten gefunden werden muss (vgl. Eurich (2001, S. 71)).

Hypothese 20: Je mehr Verträge ein Kunde beim selben Versicherer abgeschlossen hat, desto geringer ist dessen Stornoneigung.

(2.b) Kundenbeziehungsdauer vor dem Abschluss eines Kraftfahrtversicherungsvertrages

Die Kundenloyalität drückt sich in der Kundenbeziehungsdauer aus. Je kürzer die Kundenbeziehungsdauer ist, umso weniger Erfahrungen konnte der Kunde mit dem Versicherer sammeln und desto geringer ist seine Loyalität (vgl. Brockett u. a. (2008, S. 729), vgl. Doll (2008), vgl. Schneider u. a. (2001, S. 150)).

Hypothese 21: Je länger die Kundenbeziehungsdauer vor Vertragsabschluss ist, desto geringer ist Stornoneigung des Kunden.

(2.c) Nähe zum Versicherungsvermittler

Da Versicherungsprodukte i. d. R. erklärungsbedürftig sind, stellt die Zufriedenheit eines Kunden mit der Beratung vor Vertragsabschluss und der Betreuung nach erfolgtem Vertragsabschluss einen entscheidenden Faktor für dessen Treue dar (vgl. Finsinger u. a. (1987, S. 671), vgl. Schickling (2008)). Im Zeitalter von Mobilkommunikation und Online-Marktplätzen verschiebt sich zwar die Art der Betreuung in Richtung telefonischer und elektronischer Kontakte, doch die persönliche Beratung und Betreuung durch den Versicherungsvermittler ist weiterhin eine bedeutende Determinante für die Kundenzufriedenheit (vgl. Ullmann (2001), was aber Schlesinger u. von der Schulenburg (1993, S. 606 f.) empirisch nicht bestätigen konnten).

Ein Kunde nutzt das Internet im Wesentlichen lediglich dazu, um sich über die Anbieter von Kraftfahrtversicherungen zu informieren. Das Internet kann eine persönliche Beratung aber nicht ersetzen (vgl. Tiedtke (2007)). Ein Vermittler vor Ort kennt die Kunden teilweise von der Kindheit an und ist so über deren individuelle Bedürfnisse meist besser informiert als die Konkurrenz, da er regelmäßig persönliche Kontakte zu den Kunden pflegen und leichter ein persönliches Vertrauensverhältnis zu diesen aufbauen kann. Dies ist ein entscheidender Vorteil eines Serviceversicherers gegenüber einem Direktversicherer (vgl. Bongartz (2004), vgl. Lehmann u. Ruf (1993), vgl. Meyer u. Roos (1998), vgl. Reichheld (1993), vgl. Reime (2003), vgl. Schäfer (2000), vgl. Ullmann u. Garbers (2003b), vgl. Ullmann u. Peill (1994)).

Hypothese 22: Je geringer die regionale Distanz des Vermittlers zu seinen Kunden ist, desto geringer ist deren Wechselbereitschaft.

Zwischen einem Versicherungsnehmer und einem Vermittler besteht eine enge Verbundenheit, da der Vermittler die persönlichen Lebensverhältnisse des Versicherungsnehmers gut kennt und so den benötigten Versicherungsschutz entsprechend einschätzen kann. Kommt es zu einem Wechsel des ihn betreuenden Vermittlers, wird eine häufig bereits lang bestehende Geschäftsbeziehung aufgelöst. Der Versicherer teilt im Anschluss dem Versicherungsnehmer einen neuen Vermittler zu. Dabei ist ungewiss, ob ein ähnliches Vertrauensverhältnis wie mit dem alten Vermittler aufgebaut werden kann. Häufig führt daher ein Vermittlerwechsel auch zu einem Wechsel des aktuellen Versicherers.

Hypothese 23: Ein Vermittlerwechsel im Vorjahr kann die Wechselbereitschaft eines Kunden erhöhen.

Ein Ausschließlichkeitsvermittler und eine Geschäftsstelle sind an einen einzelnen Versicherer vertraglich gebunden und vermitteln daher ausschließlich die Produkte

dieses Versicherers, wobei dessen Interessen zu wahren sind. Ein Makler hingegen ist ein ungebundener Vermittler, der nicht zur Wahrung der Interessen eines Versicherers verpflichtet ist. Er ist darum bemüht, seinem Kunden immer den preisgünstigsten Versicherer zu offerieren (vgl. Farny (2006, S. 144 ff.)).

Hypothese 24: Verträge, die über einen Makler zustande kommen, sind stornoanfälliger.

3. Ebene: Haushalt

Es wird regelmäßig der Fall sein, dass alle erwachsenen Mitglieder eines Haushalts gemeinsam die Entscheidung treffen, ob ein zusätzlicher Versicherungsvertrag abgeschlossen oder ein bestehender storniert werden soll (vgl. Brockett u. a. (2008, S. 735)). Von daher ist zu vermuten, dass zwischen den Haushaltsmitgliedern, die Versicherungsverträge bei dem selben Versicherer besitzen, ein Erfahrungsaustausch stattfindet. Storniert ein Haushaltsmitglied seinen Versicherungsvertrag z. B. wegen schlechter Erfahrungen mit der Schadenabwicklung, so kann dies zum Storno weiterer Versicherungsverträge desselben Haushalts führen.

Hypothese 25: Das Storno eines Haushaltsmitgliedes kann das Storno eines anderen Haushaltsmitgliedes begünstigen.

4. Ebene: Wettbewerb

Veränderungen im Versicherungsmarkt wie die Deregulierung und verstärkt stattfindende Fusionen haben zu einer Verunsicherung der Kunden geführt. Die Kunden reagieren darauf, indem sie zu „bewährten“ Versicherern wechseln. Die Bekanntheit eines Versicherers kann somit auch als ein Kundenbindungsfaktor betrachtet werden (vgl. Guillen u. a. (2003a, S. 17), vgl. Reime (2003, S. 176)). Vielfach ist am Kraftfahrtversicherungsmarkt zu beobachten, dass Versicherungsnehmer, die mit ihrem aktuellen Versicherer mit der Beitragshöhe oder dem Service unzufrieden sind, wieder zu ihrem alten vertrauten Versicherer zurückkehren.

Hypothese 26: Die Stärke der Wechselbereitschaft hängt von der Bekanntheit des Konkurrenzversicherers ab.

5.4 Schätzung der Baselinehazardrate

Zunächst wird mit Hilfe eines Logitmodells die Baselinehazardrate ohne Prädiktoren auf dem Trainingsbestand geschätzt. Dabei wird von der Spezifikation des Regressionsmodells aus Gleichung (4.48) ausgegangen. Dies bedeutet, dass für jedes einzelne Zeitintervall ein Zeitindikator eingeführt und kein „klassischer“ Achsenabschnitt modelliert wird.

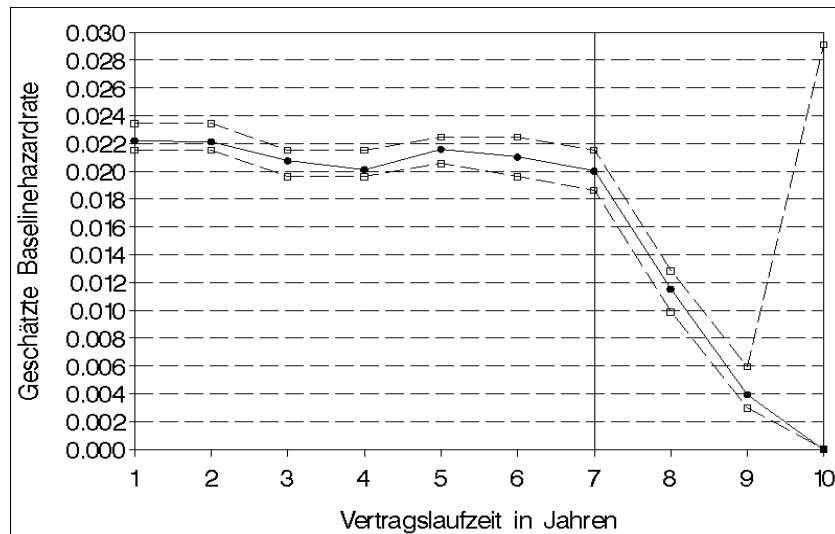


Abbildung 5.2: Geschätzte Baselinehazardrate mit 95 %-Wald-Konfidenzintervallen im Logitmodell

Die geschätzte Baselinehazardrate, in Abbildung 5.2 mit 95 %-Wald-Konfidenzintervallen dargestellt, zeigt, dass die geschätzten bedingten Wahrscheinlichkeiten eines Versicherungsnehmers, seinen Kraftfahrtversicherungsvertrag zur Hauptfälligkeit zu stornieren, vom ersten bis zum siebten Vertragsjahr relativ konstant sind mit einer mittleren bedingten Stornowahrscheinlichkeit von 2,11 %. Nach dem siebten Vertragsjahr nimmt die geschätzte bedingte Stornowahrscheinlichkeit sehr rapide ab und beträgt im neunten Vertragsjahr nur noch 0,4 %.

Die mit dem Logitmodell geschätzten einzelnen Beiträge der Baselinehazardrate sind vom ersten bis zum neunten Vertragsjahr bei Durchführung eines Wald-Tests hoch signifikant von Null verschieden mit einem p -Wert (korrespondierend mit dem Wald-Test aus Abschnitt 4.8) kleiner als 0,1 %, was man in der Abbildung 5.2 auch daran erkennt, dass das 95%-Wald-Konfidenzband in diesem Zeitraum sehr eng um die geschätzten bedingten Stornowahrscheinlichkeiten verläuft. Der Beitrag der Baselinehazardrate bzw. die bedingte Stornowahrscheinlichkeit kann im zehnten Vertragsjahr aufgrund einer zu kleinen Datenmenge nicht mehr signifikant geschätzt werden.

Aus Abbildung 5.2 kann die WPV den praktischen Schluss ziehen, dass in ihrem Kraftfahrtversicherungsbestand hinsichtlich des Stornorisikos zur Hauptfälligkeit eine „Sieben-Jahres-Regel“ gilt: Über einen beachtlichen Zeitraum von sieben Vertragsjahren sollte die WPV ihre stornogefährdeten, aber profitablen Versicherungsnehmer gut pflegen. Erst nach Ablauf dieser Frist nimmt das Stornorisiko eines Versicherungsnehmers sehr stark ab, d. h. dessen Loyalität zum Versicherer sehr stark zu, mit der Folge, dass die WPV die eingesetzten Maßnahmen zur Stabilisierung der Kundenbeziehung wieder sukzessive reduzieren kann.

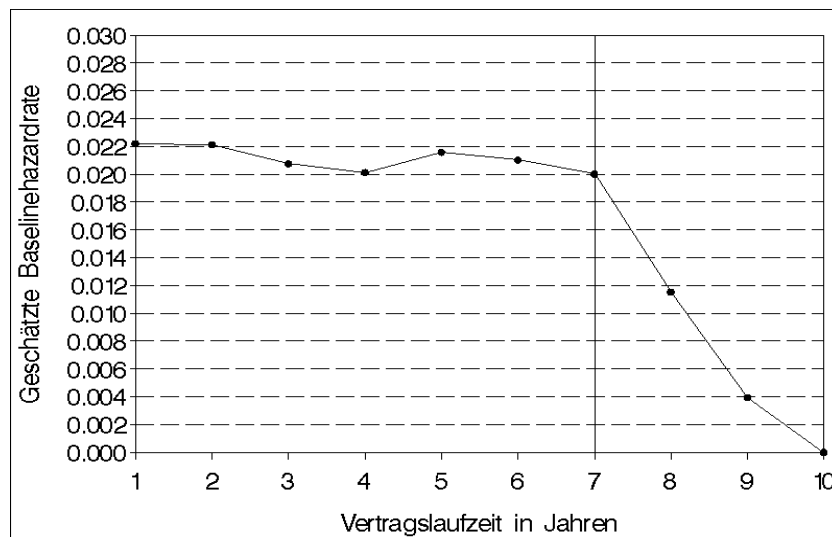


Abbildung 5.3: Geschätzte Baselinehazardrate im gruppierten Cox-Modell

Wird zum Vergleich in einem gruppierten Cox-Modell die Baselinehazardrate ohne Prädiktoren auf dem Trainingsbestand geschätzt, erkennt man keine Unterschiede zwischen den beiden geschätzten Baselinehazardraten, unabhängig davon, ob als Linkfunktion die natürliche Logit-Linkfunktion (Logitmodell) oder die komplementäre Log-Log-Linkfunktion (gruppiertes Cox-Modell) gewählt wird (s. Abbildungen 5.2 und 5.3). Dieses Phänomen liegt darin begründet, dass bei sehr kleinen geschätzten Baselinehazardraten beide Modelle nahezu identische Schätzergebnisse liefern (s. Unterabschnitt 4.4.3). Aus diesem Grund werden die nachfolgenden Schätzungen ausschließlich auf Basis eines Logitmodells durchgeführt.

Segmentierung nach der angebündelten Versicherungsart

Die Baselinehazardrate kann auf beliebigen Segmenten (Schichten) geschätzt werden. Abbildung 5.4 zeigt den zeitlichen Verlauf der geschätzten bedingten Stornowahrscheinlichkeiten, wenn eine Segmentierung der Kraftfahrtversicherungsverträge nach der an die Kraftfahrthaftpflichtversicherung angebündelten Versicherungsart

vorgenommen wird. Im Folgenden bezeichnen „KH“ die Kraftfahrthaftpflichtversicherung, „VK“ die Vollkasko(versicherung) und „TK“ die Teilkasko(versicherung).

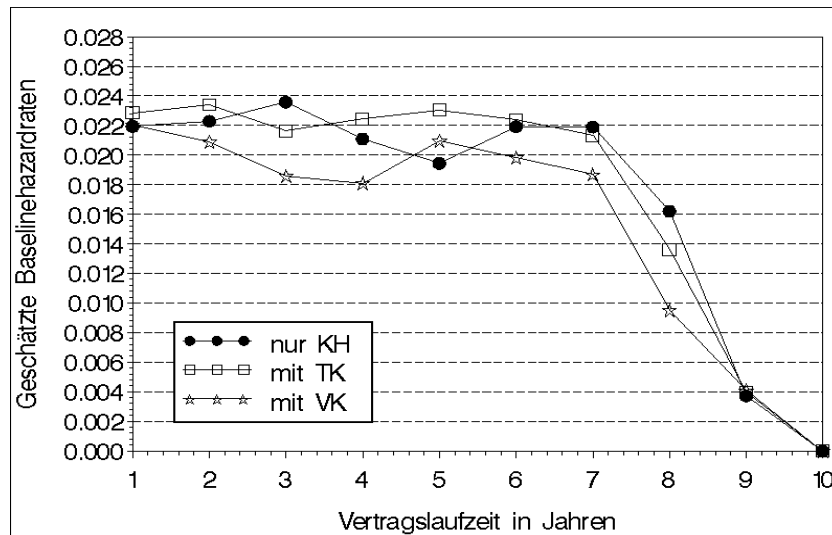


Abbildung 5.4: Geschätzte Baselinehazardrate segmentiert nach der angebundelten Versicherungsart

Es wird danach unterschieden, ob jeweils ein reiner KH-Vertrag („nur KH“), ein KH-Vertrag mit angebundelter VK-Deckung („mit VK“) oder ein KH-Vertrag mit angebundelter TK-Deckung („mit TK“) vorliegt. Man kann in Abbildung 5.4 erkennen, dass unabhängig von der jeweils angebundelten Versicherungsart zum einen die geschätzte bedingte Stornowahrscheinlichkeit im ersten Vertragsjahr bei rund 2,20 % liegt. Zum anderen zeigt sich, wie man bereits im unsegmentierten Fall in Abbildung 5.2 sehen konnte, dass nach dem siebten Vertragsjahr die geschätzte bedingte Stornowahrscheinlichkeit sehr rapide abnimmt und im neunten Vertragsjahr nur noch einen Wert von 0,4 % aufweist. Bis auf das zehnte Vertragsjahr sind alle Schätzer hoch signifikant auf einem Niveau von unter 0,1 %.

Bei *reinen KH-Verträgen* steigt das Stornorisiko vom ersten bis zum dritten Vertragsjahr auf fast 2,4 % an und fällt anschließend bis zum fünften Vertragsjahr auf unter 2,0 % ab. Im sechsten und siebten Vertragsjahr stabilisiert sich das Stornorisiko auf dem Niveau des ersten Vertragsjahres. Die geschätzten bedingten Stornowahrscheinlichkeiten schwanken bei reinen KH-Verträgen in einer Bandbreite von ca. 10 % um den Wert von 2,20 %. Bereits nach dem ersten Vertragsjahr besitzen Versicherungsnehmer, die nur einen KH-Vertrag abgeschlossen haben, eine erhöhte Bereitschaft, erneut den Kraftfahrtversicherer zu wechseln.

Dies könnte damit zu begründen sein, dass die Gruppe der Versicherungsnehmer, die ausschließlich KH besitzen, sehr inhomogen ist: Zum einen gehören zu dieser Gruppe

Versicherungsnehmer, die sehr preisbewusst agieren. Zum anderen zählen dazu aber auch Versicherungsnehmer, denen der Versicherer den Kaskoschutz komplett versagt oder nur zu einem sehr erhöhten Kaskobeitrag eingeräumt hat, mit der Konsequenz, dass der Versicherungsnehmer auf die Kaskodeckung verzichtet hat. Letztere Gruppe von Versicherungsnehmern dürfte mit dem abgespeckten Leistungspaket nicht zufrieden gestellt und daher sehr wechselbereit sein. Erst nach dem dritten bis zum fünften Vertragsjahr nimmt das Stornorisiko beträchtlich ab, weil diese Gruppe von Versicherungsnehmern entweder keine günstigere Versicherungsalternative gefunden hat oder aber sich ein gewisses Vertrauen zu dem aktuellen Versicherer aufgebaut hat.

Bei *KH-Verträgen mit angebundelter TK-Deckung* schwanken die geschätzten bedingten Stornowahrscheinlichkeiten in den ersten sieben Vertragsjahren relativ gering um einen mittleren Wert von 2,25 %. Damit ist der Verlauf der Baselinehazardrate ähnlich wie im betrachteten unsegmentierten Fall, der in Abbildung 5.2 dargestellt ist, allerdings auf einem um rund 0,15 %-Punkte erhöhten Niveau.

Zumeist haben Versicherungsnehmer, die einen *KH-Vertrag mit angebundelter VK-Deckung* abschließen, einen Neuwagen gekauft, den sie in den ersten Nutzungsjahren vor einem erheblichen Wertverlust absichern wollen. Ausgehend von einer geschätzten bedingten Stornowahrscheinlichkeit von 2,2 % im ersten Vertragsjahr fällt diese auf knapp 1,8 % im vierten Vertragsjahr ab und steigt anschließend wieder an, ohne jedoch das Ausgangsniveau aus dem ersten Vertragsjahr zu erreichen. Der „Knick nach oben“ im vierten Vertragsjahr mag mit der weit verbreiteten „Bauernregel“ zusammenhängen, dass ein Fahrzeug bis zu einem Alter von vier Jahren Vollkasko zu versichern ist und nach Ablauf dieser Frist eine TK-Deckung ausreichenden Versicherungsschutz bietet.

Abzuraten ist jedoch von der Anwendung solcher „Bauernweisheiten“. Ein entscheidendes Kriterium, auf die TK-Deckung beim selben Versicherer umzustellen oder aber bei einem anderen Versicherer TK-Versicherungsschutz zu suchen, sollte neben dem Wert des Fahrzeugs, den es zu schützen gilt, der Beitragsunterschied zwischen beiden Deckungsarten sein. Dieser ist bei Versicherungsnehmern, die einen hohen SF-Rabatt besitzen, oft sehr niedrig. Nur in der Kraftfahrthaftpflicht- und der Vollkaskoversicherung wird dem Versicherungsnehmer ein SF-Rabatt gewährt (s. hierzu auch Unterabschnitt 3.3.3). In der Teilkaskoversicherung existiert ein solcher Rabatt hingegen nicht. Bei einem hohen SF-Rabatt muss der Versicherungsnehmer in der Vollkaskoversicherung oft nur 30 % des Basisbeitrags an den Versicherer entrichten, während er in der Teilkaskoversicherung immer den Basisbeitrag von 100 % bezahlen muss (vgl. Stadler (2008, S. 15)). Der „Knick im vierten Jahr“ kann auch damit zusammenhängen, dass Neuwagen – auch im privaten Bereich – immer häufiger geleast werden. Der Leasinggeber verlangt zur Absicherung des Fahrzeugwertes den Abschluss einer Vollkaskoversicherung. Nach vier Jahren laufen die Leasingverträge

im Mittel aus, mit der Folge, dass der Leasingnehmer Eigentümer des Fahrzeugs werden kann und somit auf eine TK-Deckung umstellen kann.

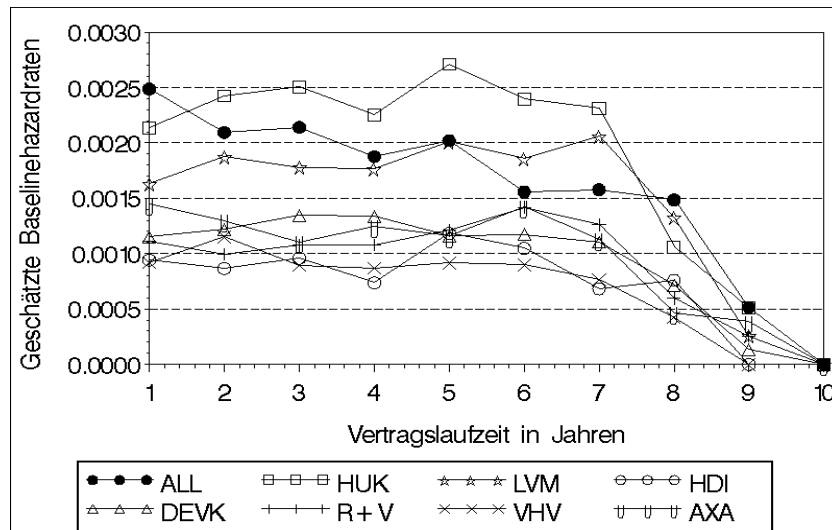


Abbildung 5.5: Geschätzte Baselinehazardraten differenziert nach Nachversicherern

Differenzierung nach Nachversicherern

Bislang wurde bei der Schätzung der Baselinehazardrate nicht danach differenziert, zu welchem Nachversicherer ein Versicherungsnehmer im Zuge eines Hauptfälligkeitswechsels abgewandert ist. Im Folgenden werden die untersuchten Nachversicherer mit ihren in der Umgangssprache gebräuchlichen Firmennamen bezeichnet. Aus Abbildung 5.5 wird ersichtlich, dass in den ersten sieben Vertragsjahren das Risiko für einen Wechsel zur Allianz, zur HUK oder zum LVM (Gruppe 1 der Nachversicherer) in etwa doppelt so hoch ist wie für eine Abwanderung zum HDI, zur DEVK, zur R+V, zum VHV oder zur AXA (Gruppe 2 der Nachversicherer).

Besonders auffällig ist, dass das Risiko, dass ein Versicherungsnehmer zur Allianz wechselt, bereits in den ersten Vertragsjahren abfällt und im siebten Vertragsjahr um rund 40% niedriger ist als im ersten Vertragsjahr. Sowohl bei der HUK als auch beim LVM ist das Stornorisiko im siebten Vertragsjahr höher als im ersten Vertragsjahr. Die mittlere geschätzte bedingte Stornowahrscheinlichkeit beträgt in den ersten sieben Vertragsjahren bei der Allianz 0,20%, beim LVM 0,19% und bei der HUK 0,24%. Bei der AXA sinkt wie bei der Allianz – jedoch von einem niedrigeren Ausgangsniveau aus – ebenfalls in den ersten Jahren das Stornorisiko. Dieser Umstand kann damit begründet sein, dass sowohl die Vermittler der Allianz als auch der AXA insbesondere ein Jahr nach Kundenweggang im Rahmen von Rückgewinnungsaktionen aktiv versuchen, ihre im letzten Jahr verlorenen Kunden z. B. mit Beitrags- oder Leistungszugeständnissen wieder zurück zu gewinnen.

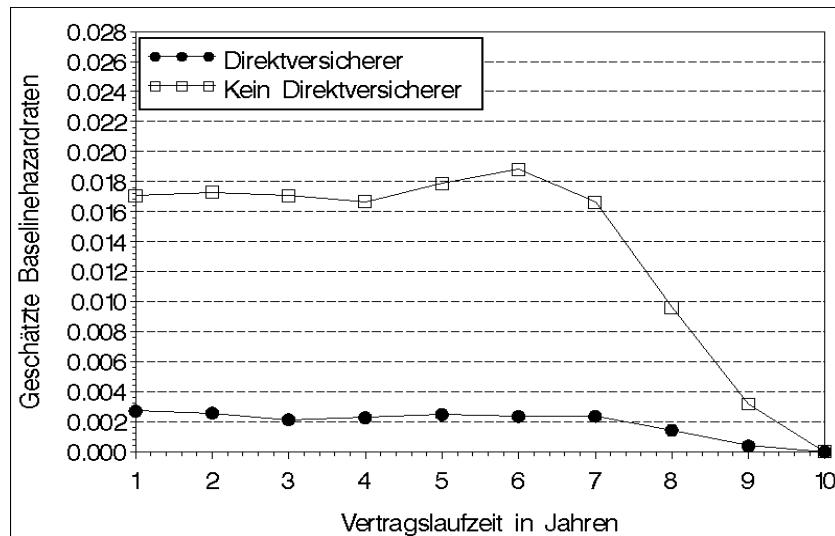


Abbildung 5.6: Geschätzte Baselinehazardraten differenziert nach Direkt- und Nicht-Direkt-Nachversicherern

In der Gruppe 1 der Nachversicherer sind die Schätzungen bis auf das zehnte Vertragsjahr bei allen Nachversicherern auf einem Niveau von unter 0,1 ‰ signifikant, während in der Gruppe 2 der Nachversicherer die bedingten Stornowahrscheinlichkeiten mit Ausnahme des zehnten Vertragsjahres nur bei drei Nachversicherern auf einem Niveau von unter 0,1 ‰ geschätzt werden konnten. Beim HDI und bei der VHV sind die Schätzer bereits ab dem neunten Vertragsjahr nicht mehr signifikant.

Unterscheidet man danach, ob der Nachversicherer ein Direkt- oder ein Nicht-Direktversicherer ist, sieht man in Abbildung 5.6, dass sich die geschätzten bedingten Stornowahrscheinlichkeiten bei einem Direktversicherer in den ersten sieben Vertragsjahren relativ gering um einen mittleren Wert von rund 0,24 ‰ bewegen, während sie im gleichen Zeitraum bei einem Nicht-Direktversicherer um einen mittleren Wert von 1,73 ‰ schwanken. Das Risiko, dass ein Versicherungsnehmer zur Hauptfälligkeit zu einem Nicht-Direktversicherer wechselt, ist also im Durchschnitt rund sieben mal so hoch wie das Risiko, dass er zu einem Direktversicherer abwandert. Dementsprechend kann Hypothese 13 basierend auf den hier vorliegenden Ergebnissen nicht bestätigt werden. Wie bereits in Abschnitt 3.6 ausgeführt, liegt der Marktanteil von Direktversichern und Versicherern mit Direktabsatz unter 10 ‰. Bei einem regional ausgerichteten Unternehmen, welches am Markt als Service-Versicherer auftritt, ist die Gruppe der Direktversicherer damit nicht unbedingt zum Kreis der unmittelbaren Wettbewerber zu zählen.

Wird die geschätzte Baselinehazardrate der Direkt-Nachversicherer auf das Niveau der Nicht-Direkt-Nachversicherer im ersten Vertragsjahr hochskaliert, erkennt man,

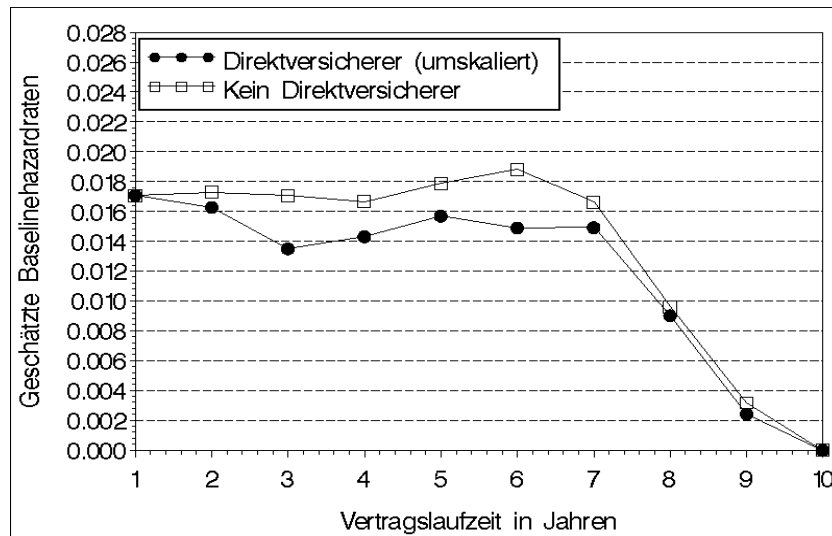


Abbildung 5.7: Geschätzte Baselinehazardraten differenziert nach Direkt- und Nicht-Direkt-Nachversicherern (umskaliert)

dass die geschätzte bedingte Stornowahrscheinlichkeit der Direkt-Nachversicherer im ersten Vertragsjahr am höchsten ist und bis zum dritten Vertragsjahr abfällt. Nach dem dritten Vertragsjahr erreicht sie das Niveau aus dem zweiten Vertragsjahr nicht mehr. Versicherungsnehmer, die eher einen preisgünstigen Versicherungsschutz suchen, wechseln somit tendenziell in den ersten beiden Jahren zu einem Direktversicherer (s. Abbildung 5.7). Dieser Kundentyp wird auch als sog. „Versicherungshopper“ bezeichnet. Mit Ausnahme des zehnten Vertragsjahres sind alle Schätzer hoch signifikant auf einem Niveau von unter 0,1 %.

5.5 Schätzung zeitdiskreter Stornomodelle

Im Anschluss an die Schätzung der Baselinehazardrate (ohne Prädiktoren) werden im Folgenden die Prädiktoren, die zur Überprüfung der Hypothesen aus Abschnitt 5.3 dienen, neben den Zeitindikatoren für die einzelnen Vertragsjahre zusätzlich in das Logitmodell aufgenommen. Die Beschreibung der Prädiktoren und ihrer Ausprägungen kann Tabelle A.1 im Anhang A entnommen werden. Als Datengrundlage für die Schätzungen dient der Trainingsbestand.

Um einen ersten Eindruck über den Stornoeinfluss einzelner Prädiktoren zu gewinnen, werden zunächst für alle untersuchungsrelevanten Prädiktoren separate univariate Logitmodelle geschätzt. Im Anhang B in Tabelle B.1 ist für jede Ausprägung eines Prädiktors der bei Durchführung eines Wald-Tests zugehörige Parameterschät-

zer $\hat{\gamma}_r$, der geschätzte Standardfehler $\hat{\sigma}(\hat{\gamma}_r)$, der mit dem Wald-Test korrespondierende p -Wert sowie die Odds-Ratio (OR) aufgelistet. Die Odds-Ratio ergibt sich dabei als

$$\text{OR} = \exp(\hat{\gamma}_r). \quad (5.1)$$

Eine Odds-Ratio größer als 1 bedeutet, dass der betrachtete Prädiktor *stornotreibend* wirkt, was durch einen Pfeil nach oben in der Spalte Stornoneigung (SN) symbolisch erfasst wird, wobei die Einschränkung gemacht wird, dass der Effekt auf einem Niveau von 5 % signifikant sein muss. Die Stornoneigung ist in diesem Fall um $(\text{OR} - 1) \cdot 100\%$ höher als in der Referenzgruppe bei einer kategorialen erklärenden Variablen bzw. wächst pro Einheit um $(\text{OR} - 1) \cdot 100\%$ bei einer metrisch gemessenen erklärenden Variablen. Umgekehrt drückt eine Odds-Ratio kleiner als 1 aus, dass der Einfluss der betrachteten erklärenden Variablen *stornosenkend* ist. Dies wird symbolisiert durch einen Pfeil nach unten, sofern der Effekt auf einem Niveau von 5 % signifikant ist.

Im univariaten Logitmodell erweisen sich die drei Prädiktoren, die die Abwicklungsdauer in den verschiedenen Versicherungsarten messen (*abwdauerkh*, *abwdauertk* und *abwdauervk*), selbst auf einem Niveau von 10 % als nicht signifikant und werden deshalb nicht in das multivariate Modell aufgenommen. Die Hypothesen 18 a und b können damit nicht bestätigt werden.

Alle anderen in der Tabelle B.1 aufgelisteten Prädiktoren finden in dem multivariaten Logitmodell Berücksichtigung. Die Variablen *bbeitdiffALL*, *geschlecht* und *zugang* werden ausgewählt, obgleich sie im univariaten Logitmodell nicht signifikant sind, in der Hoffnung, dass sie im multivariaten Logitmodell im Zusammenwirken mit den anderen Prädiktoren signifikant werden. Auch kategoriale Prädiktoren, die insgesamt, aber in einzelnen Kategorien nicht signifikant sind, werden im multivariaten Logitmodell berücksichtigt. Dazu gehören die Prädiktoren *altervnklas*, *anzbbeiterhklas*, *sfxhklas*, *tdep*, *umfang*, *verweg*, *wohnvert* und *zw*. Damit stehen 35 Prädiktoren (vor Dummybildung) zur Erklärung des Hauptfälligkeitswechsels eines Versicherungsnehmers in der Kraftfahrtversicherung zur Verfügung.

Bevor jedoch ein multivariates Logitmodell geschätzt werden kann, müssen zuerst bei allen untersuchungsrelevanten Prädiktoren die fehlenden Werte gelöscht werden. Das führt dazu, dass der zu schätzende Datensatz anstatt der anfänglichen 996.181 nur noch 716.794 Vertragsjahre enthält. Der Ausgangsdatsatz schrumpft also um rund 30 %. Dabei verändert sich die zu Beginn vorgenommene Zerlegung des Analysedatensatzes in 60 % Trainingsbestand und 40 % Validierungsbestand nur geringfügig.

Anschließend wird in SAS das multivariate Logitmodell geschätzt. Die Variablenselektion erfolgt im Rahmen einer schrittweisen Selektion (Stepwise Selection). Diese

| Schritt | Ausgewählter Prädiktor | p -Wert |
|---------|------------------------|-----------|
| 1 | wohnvert | < 0,0001 |
| 2 | csl | < 0,0001 |
| 3 | altervnclass | < 0,0001 |
| 4 | fdtkz | < 0,0001 |
| 5 | bbeitdiffLVM | < 0,0001 |
| 6 | bbeitdiffALL | < 0,0001 |
| 7 | bbeitdiffAXA | < 0,0001 |
| 8 | bbeitdiffR+V | < 0,0001 |
| 9 | bbeitdiffVHV | < 0,0001 |
| 10 | bbeitdiffHDI | < 0,0001 |
| 11 | umfang | < 0,0001 |
| 12 | VVwechsel | < 0,0001 |
| 13 | tdep | < 0,0001 |
| 14 | gebrerw | < 0,0001 |
| 15 | zugang | < 0,0001 |
| 16 | sfxhklas | < 0,0001 |
| 17 | oedkz | < 0,0001 |
| 18 | wskm | < 0,0001 |
| 19 | familie | < 0,0001 |
| 20 | regio | < 0,0001 |
| 21 | efh | < 0,0001 |
| 22 | umzug | < 0,0001 |
| 23 | ia | < 0,0001 |
| 24 | anzbbeiterhklas | 0,0006 |
| 25 | zw | 0,0011 |
| 26 | distVVVNGeo | 0,0050 |
| 27 | geschlecht | 0,0091 |
| 28 | mfh | 0,0249 |
| 29 | verweg | 0,0331 |
| 30 | bbeitdiffWPV | 0,0419 |

Tabelle 5.4: Schrittweise Selektion der stornoerklärenden Prädiktoren (p -Werte aus dem finalen Stornomodell)

setzt sich aus einer Vorwärtsselektion (Forward Selection) und einer Rückwärtselimination (Backward Elimination) zusammen. Die Wichtigkeit eines einzelnen Prädiktors wird dabei mittels der statistischen Signifikanz des zugehörigen Parameterschätzers beurteilt. Das Ausgangsmodell enthält nur die Zeitindikatoren für die einzelnen Zeitintervalle. Als p -Wert korrespondierend mit dem Wald-Test wurde sowohl für den Eintritt als auch für den Verbleib eines Prädiktors im Modell ein relativ kleiner Wert von 5 % gewählt. Ein Prädiktor wird im Rahmen der Vorwärtsselektion zuerst ausgewählt, wenn dessen p -Wert am geringsten und kleiner als 5 % ist. Anschließend wird der zweitsignifikanteste Prädiktor, dessen p -Wert unter den noch auszuwäh-

lenden Prädiktoren am geringsten und gleichzeitig kleiner als 5 % ist, in das Modell aufgenommen. Dann wird im Rahmen einer Rückwärtselimination geprüft, ob der zuerst aufgenommene Prädiktor durch die Hinzunahme des zweitsignifikantesten Prädiktors noch einen p -Wert unterhalb von 5 % aufweist. Ist dies der Fall verbleibt der Prädiktor im Modell, andernfalls wird er aus dem Modell entfernt. Die Selektion endet, wenn entweder alle untersuchungsrelevanten Prädiktoren in das Modell aufgenommen worden sind oder alle Prädiktoren, die im Modell enthalten sind, einen p -Wert unterhalb von 5 % sowie solche, die nicht im Modell berücksichtigt worden sind, einen p -Wert oberhalb von 5 % aufweisen (vgl. dazu im Einzelnen Hosmer u. Lemeshow (2000, S. 116 ff.)).

Bei der Modellschätzung wird kein einziger Prädiktor durch Rückwärtselimination wieder aus dem Modell entfernt (s. Tabelle 5.4). Von den 35 möglichen Prädiktoren sind also 5 Prädiktoren nicht in das Modell aufgenommen worden, da ihr p -Wert nie unterhalb des 5 %-Niveaus lag. Zu diesen zählen *bbeitdiffHUKC*, *bbeitdiffHUK24*, *bbeitdiffDEVK*, *schadentkvk* und *vorkdbezdauer*. Das Merkmal „TK/VK-Schaden im Vorjahr“ ist im univariaten Logitmodell die einzige mit dem Schadenverlauf zusammenhängende Größe, die sich als hoch signifikant erwiesen hat. Im Zusammenwirken mit allen anderen Prädiktoren im multivariaten Modell zeigt sich für dieses Merkmal jedoch eine so geringe Erklärungskraft, dass es bei der Vorwärtsselektion nicht ausgewählt wird. Gleiches gilt für das Merkmal „Kundenbeziehungsdauer vor Abschluss eines Kraftfahrtversicherungsvertrages“. Die Hypothesen 19 und 21 können somit nicht bestätigt werden.

Tabelle 5.4 zeigt, dass die drei Prädiktoren „Wohneigentum bei der WPV versichert“, „Anzahl laufender Verträge in anderen Sparten“ und „Altersklasse des Versicherungsnehmers“ gemessen an ihrer statistischen Signifikanz am besten geeignet sind, um das Storno zur Hauptfälligkeit in der Kraftfahrtversicherung zu erklären. Zur Erklärung sind die drei Prädiktoren „selbstbewohntes Mehrfamilienhaus“, „Vertriebsweg“ und „Bestandsbeitragsdifferenz zum aktuellen Tarif der WPV“ hingegen weniger gut geeignet.

Im Folgenden werden die Ergebnisse aus der Schätzung des finalen multivariaten Logitmodells diskutiert. Die übrigen in Abschnitt 5.3 aufgestellten Hypothesen werden dabei anhand der dort vorgenommenen Strukturierung Vertrag – Kunde – Haushalt – Wettbewerb betrachtet.

1. Ebene: Versicherungsvertrag

Tabelle 5.5 listet die Ergebnisse des multivariaten Logitmodells bezüglich der Soziodemographika des Versicherungsnehmers auf. Das Alter des Versicherungsnehmers erweist sich erst ab 35 Jahren als signifikant für die Stornoneigung. Versicherungsnehmer im Alter von 45 bis 54 Jahren weisen eine um 12,1 % höhere Stornoneigung als Versicherungsnehmer in der Referenzgruppe auf. Der Referenzgruppe gehören

Versicherungsnehmer an, die 35 – 44 Jahre alt sind. In der Gruppe der 55 – 64-jährigen Versicherungsnehmer nimmt die Stornoneigung etwas ab, ist aber immer noch um 8,5% höher als in der Referenzgruppe. In der Gruppe der Versicherungsnehmer, die älter als 64 Jahre sind, liegt die Stornoneigung um 43,7% und damit deutlich niedriger als in der Referenzgruppe. Wie zu erwarten, nimmt die Stornoneigung mit zunehmendem Alter des Versicherungsnehmers deutlich ab, was mit einer geringeren physischen und psychischen Mobilität älterer Menschen erklärt werden könnte. Es ist erkennbar, dass der Einfluss der Variable „Alter des Versicherungsnehmers“ nicht linear ist. Hypothese 1 kann daher nur zum Teil belegt werden. Männliche Versicherungsnehmer weisen eine um 5,6% größere Wechselbereitschaft

| Prädiktor | Ausprägung | DF | $\hat{\gamma}_r$ | $\hat{\sigma}(\hat{\gamma}_r)$ | p -Wert | OR | SN |
|--------------|---------------|----|------------------|--------------------------------|-----------|-------|----|
| altervntklas | 18 – 34 | 1 | 0,0200 | 0,0298 | 0,5030 | 1,020 | |
| altervntklas | 45 – 54 | 1 | 0,1142 | 0,0315 | 0,0003 | 1,121 | ↗ |
| altervntklas | 55 – 64 | 1 | 0,0819 | 0,0376 | 0,0292 | 1,085 | ↗ |
| altervntklas | > 64 | 1 | -0,5745 | 0,0484 | < 0,0001 | 0,563 | ↘ |
| geschlecht | 1 | 1 | 0,0547 | 0,0225 | 0,0151 | 1,056 | ↗ |
| familie | 1 | 1 | -0,1399 | 0,0269 | < 0,0001 | 0,869 | ↘ |
| regio | Ostwestfalen | 1 | 0,1486 | 0,0305 | < 0,0001 | 1,160 | ↗ |
| regio | Ruhrgebiet | 1 | 0,1056 | 0,0338 | 0,0018 | 1,111 | ↗ |
| regio | Sauer/ Sieger | 1 | 0,0845 | 0,0300 | 0,0048 | 1,088 | ↗ |
| regio | Sonstige | 1 | 0,1278 | 0,0566 | 0,0241 | 1,136 | ↗ |
| umzug | 1 | 1 | 0,1429 | 0,0333 | < 0,0001 | 1,154 | ↗ |
| fdtkz | 1 | 1 | -0,3237 | 0,0591 | < 0,0001 | 0,723 | ↘ |
| oedkz | 1 | 1 | -0,1601 | 0,0276 | < 0,0001 | 0,852 | ↘ |
| efh | 1 | 1 | 0,2533 | 0,0559 | < 0,0001 | 1,288 | ↗ |
| mfh | 1 | 1 | 0,1538 | 0,0693 | 0,0265 | 1,166 | ↗ |
| wohnvert | WE+V | 1 | -0,4504 | 0,0616 | < 0,0001 | 0,637 | ↘ |
| wohnvert | WE-V | 1 | -0,1923 | 0,0467 | < 0,0001 | 0,825 | ↘ |

Tabelle 5.5: Schätzung des multivariaten Modells auf der Ebene „Versicherungsvertrag/ Soziodemographika des Versicherungsnehmers“

als Frauen auf. Damit wird Hypothese 2 bestätigt. Zudem zeigt sich die vermutete geringere Stornoneigung von Familien mit Kindern im Einklang mit Hypothese 3 mit einem Effekt von 13,1%.

Versicherungsnehmer außerhalb des Münsterlands (Ref.) besitzen eine höhere Bereitschaft, zu einem anderen Versicherer abzuwandern. Dieser Effekt liegt zwischen 8,8% und 16,0%. Darüber hinaus besitzen Versicherungsnehmer, die im Vorjahr umgezogen sind, eine um 15,4% erhöhte Stornoneigung. Die Hypothesen 4 und 5 werden damit validiert.

Die Beschäftigung eines Versicherungsnehmers im Finanzdienstleistungssektor oder im öffentlichen Dienst hat einen stornosenkenden Effekt von 27,7% bzw. 14,8%, was zur Bestätigung der Hypothese 6 führt.

Etwas differenzierter gestaltet sich die Situation bei den Immobilienbesitzern. Diese sind grundsätzlich eher geneigt, den Kraftfahrtversicherungsvertrag zu stornieren. Ein gegenläufiger Effekt zeigt sich jedoch, wenn man zudem berücksichtigt, ob gleichzeitig ein Gebäudeversicherungsvertrag bei der WPV existiert oder nicht. Ein solcher Vertrag wirkt grundsätzlich stornosenkend, wohl auch deshalb, weil in der Kraftfahrtversicherung ein Rabatt gewährt wird, sobald der Versicherungsnehmer gleichzeitig eine Immobilie besitzt (s. Unterabschnitt 3.3.3). So hat ein Versicherungsnehmer, der sowohl seinen PKW als auch sein eigenes Einfamilienhaus bei der WPV versichert, eine um $17,9\% = 1 - \exp(0,2533 - 0,4504)$ geringere Stornoneigung als jemand, bei dem diese Situation nicht so ist. Hypothese 7 gilt daher nur zum Teil.

| Prädikator | Ausprägung | DF | $\hat{\gamma}_r$ | $\hat{\sigma}(\hat{\gamma}_r)$ | p -Wert | OR | SN |
|-----------------|-----------------|----|------------------|--------------------------------|-----------|-------|----|
| bbeitdiffALL | | 1 | -0,4270 | 0,0131 | < 0,0001 | 0,652 | ↘ |
| bbeitdiffLVM | | 1 | 0,7160 | 0,0202 | < 0,0001 | 2,046 | ↗ |
| bbeitdiffWPV | | 1 | -0,0360 | 0,0176 | 0,0419 | 0,965 | ↘ |
| bbeitdiffHDI | | 1 | -0,1850 | 0,0171 | < 0,0001 | 0,831 | ↘ |
| bbeitdiffRUV | | 1 | 0,2430 | 0,0157 | < 0,0001 | 1,264 | ↗ |
| bbeitdiffVHV | | 1 | -0,1640 | 0,0157 | < 0,0001 | 0,849 | ↘ |
| bbeitdiffAXA | | 1 | -0,0620 | 0,0074 | < 0,0001 | 0,940 | ↘ |
| anzbbeiterhklas | 1 | 1 | 0,0626 | 0,0272 | 0,0214 | 1,065 | ↗ |
| anzbbeiterhklas | 2 | 1 | 0,1119 | 0,0366 | 0,0022 | 1,118 | ↗ |
| anzbbeiterhklas | > 2 | 1 | -0,0446 | 0,0518 | 0,3890 | 0,956 | |
| sfkhhklas | 1/2 – 7 | 1 | 0,2797 | 0,1433 | 0,0510 | 1,323 | ↗ |
| sfkhhklas | 19 – 25 | 1 | 0,0117 | 0,1481 | 0,9373 | 1,012 | |
| sfkhhklas | 8 – 18 | 1 | 0,1825 | 0,1454 | 0,2094 | 1,200 | |
| zw | halbjährlich | 1 | -0,0943 | 0,0272 | 0,0005 | 0,910 | ↘ |
| zw | vierteljährlich | 1 | -0,0933 | 0,0297 | 0,0017 | 0,911 | ↘ |
| zw | monatlich | 1 | -0,0758 | 0,0364 | 0,0373 | 0,927 | ↘ |
| ia | 1 | 1 | 0,0852 | 0,0237 | 0,0003 | 1,089 | ↗ |
| zugang | HFW | 1 | 0,2010 | 0,0288 | < 0,0001 | 1,223 | ↗ |
| zugang | FW | 1 | 0,0480 | 0,0271 | 0,0763 | 1,049 | |

Tabelle 5.6: Schätzung des multivariaten Modells auf der Ebene „Versicherungsvertrag/ Preissensibilität des Versicherungsnehmers“

In Tabelle 5.6 werden die Schätzungen des multivariaten Logitmodells bezüglich der Preissensibilität des Versicherungsnehmers ausgewiesen. Beträgt die Differenz zwischen den Jahresbruttobeiträgen der WPV und dem LVM 100 €, so verdoppelt sich die Stornoneigung des Versicherungsnehmers. Moderater ist der Effekt bei der R+V.

Ansonsten wirken sich Beitragsdifferenzen stornosenkend aus, insbesondere beim Marktführer Allianz. Hypothese 8 kann daher nur in Abhängigkeit des jeweiligen Konkurrenzanbieters beurteilt werden. Bis zu zwei Beitragserhöhungen ohne gleichzeitige Erweiterung des Leistungsumfangs wirken sich stornoerhöhend aus; treten weitere Beitragserhöhungen auf, sind keine statistisch signifikanten Aussagen möglich, so dass Hypothese 9 nur teilweise validiert werden kann. Gemessen an dem im Rahmen dieser Auswertungen verwendeten Signifikanzniveau von 5 % haben die verschiedenen SF-Klassen keinen Effekt auf das Storno des Versicherungsnehmers. Im univariaten Modell konnte zumindest für Versicherungsnehmer in den SF-Klassen 19–25, die einen vergleichsweise niedrigen Beitrag zahlen, eine Stornoneigung belegt werden, die um 31,1 % geringer ist als in der Referenzklasse M/ 0/ S. Die Hypothese 10 ist in der multivariaten Analyse folglich zu verwerfen.

Entgegen der Erwartungen führt eine unterjährige Zahlungsweise zu einer im Vergleich zur jährlichen Zahlung um bis zu 9 % geringeren Stornoneigung. In der univariaten Analyse bewirkte eine unterjährige gegenüber einer jährlichen Zahlungsweise noch eine Stornoerhöhung um bis zu 19,6 %. Die Hypothese 11 muss daher verworfen werden. Zahlt der Versicherungsnehmer seinen Jahresbeitrag jedoch per Lastschrift, so sinkt die Stornoneigung, so dass Hypothese 12 validiert wird.

Gegenüber der Referenzgruppe der Neukunden weisen Versicherungsnehmer, die durch einen Hauptfälligkeitswechsel (kurz: HFW) von einem Vorversicherer kamen und durch diese Stornoart auch wieder den aktuellen Versicherer verlassen, eine um 22,3 % höhere Stornoneigung auf. Wenn der Versicherungsnehmer durch einen Fahrzeugwechsel (kurz: FW) zur WPV kam, ist die Stornoneigung nur sehr leicht um 4,9 % gegenüber Versicherungsnehmern ohne Vorversicherer erhöht. Der zweite Effekt (FW) ist jedoch nicht auf dem hier gewählten Niveau von 5 % signifikant. Hypothese 14 kann daher nur für Versicherungsnehmer mit der Erfahrung eines HFW bestätigt werden.

Tabelle 5.7 stellt die Schätzungen des multivariaten Logitmodells bezüglich des versicherten Fahrzeugs und des Leistungsumfangs des Kraftfahrtversicherungsvertrages dar. Wenn ein Versicherungsnehmer sein Fahrzeug intensiv nutzt, so hat er pro 10.000 km eine um 9,4 % geringere Wechselbereitschaft. Fährt er einen Gebrauchtwagen, so senkt dies seine Stornoneigung ebenfalls. Der stornosenkende Effekt ist mit 17,7 % sogar noch ausgeprägter. Die Hypothesen 15 und 16 werden daher verworfen. In der univariaten Analyse waren beide Effekte hingegen stornotreibend.

Anders stellt sich die Situation dar, wenn man den an die Kraftfahrthaftpflichtversicherung angebundelten Vertrag betrachtet. Die Anbündelung eines Vollkasko-Vertrages wirkt zwar wie in Hypothese 16 postuliert stornosenkend gegenüber einem reinen Kraftfahrthaftpflichtvertrag, der Effekt ist aber auf dem in dieser Arbeit geforderten Niveau von 5 % nicht signifikant. Hat der Versicherungsnehmer hingegen zusätzlich lediglich einen Teilkasko-Vertrag abgeschlossen, so erhöht sich seine

Stornoneigung um 16,6 % gegenüber einem reinen Kraftfahrthaftpflichtvertrag. Zur Anbündelung der Kraftfahrtunfall-Versicherung kann keine Aussage getroffen werden, da deren Effekt nicht signifikant ist. Insgesamt kann Hypothese 17 daher nicht angenommen werden.

| Prädiktor | Ausprägung | DF | $\hat{\gamma}_r$ | $\hat{\sigma}(\hat{\gamma}_r)$ | p -Wert | OR | SN |
|-----------|------------|----|------------------|--------------------------------|-----------|-------|----|
| wskm | | 1 | -0,0992 | 0,0180 | < 0,0001 | 0,906 | ↘ |
| gebrerw | 1 | 1 | -0,1944 | 0,0274 | < 0,0001 | 0,823 | ↘ |
| umfang | KH mit TK | 1 | 0,1534 | 0,0327 | < 0,0001 | 1,166 | ↗ |
| umfang | KH mit VK | 1 | -0,0512 | 0,0354 | 0,1474 | 0,950 | |
| umfang | KH mit KU | 1 | 0,0399 | 0,0758 | 0,5987 | 1,041 | |

Tabelle 5.7: Schätzung des multivariaten Modells auf der Ebene „Versicherungsvertrag/ Versichertes Fahrzeug und Leistungsumfang des Kraftfahrtversicherungsvertrages“

2. Ebene: Kunde

Tabelle 5.8 gibt die Ergebnisse des multivariaten Logitmodells bezüglich des Kunden wider. Mit jedem weiteren abgeschlossenen Versicherungsvertrag in einer anderen Versicherungssparte sinkt die Neigung des Versicherungsnehmers, seinen Kraftfahrtversicherungsvertrag zur Hauptfälligkeit zu kündigen, und zwar um 6,7 %. Dieses Ergebnis zeigt deutlich, dass eine hohe Anzahl weiterer Verträge bestandssichernd wirkt und Hypothese 20 kann bestätigt werden. Kunden der WPV, die mehr als 2

| Prädiktor | Ausprägung | DF | $\hat{\gamma}_r$ | $\hat{\sigma}(\hat{\gamma}_r)$ | p -Wert | OR | SN |
|-------------|------------|----|------------------|--------------------------------|-----------|-------|----|
| csl | | 1 | -0,0690 | 0,0065 | < 0,0001 | 0,933 | ↘ |
| distVVVNGeo | > 2 – 50 | 1 | 0,0764 | 0,0221 | 0,0006 | 1,079 | ↗ |
| distVVVNGeo | > 50 | 1 | 0,0440 | 0,0525 | 0,4015 | 1,045 | |
| VVwechsel | 1 | 1 | 0,2443 | 0,0335 | < 0,0001 | 1,277 | ↗ |
| verweg | Direkt | 1 | -0,4867 | 0,2126 | 0,0221 | 0,615 | ↘ |
| verweg | Makler | 1 | 0,1320 | 0,0980 | 0,1780 | 1,141 | |
| verweg | Sparkasse | 1 | -0,0612 | 0,0483 | 0,2056 | 0,941 | |

Tabelle 5.8: Schätzung des multivariaten Modells auf der Ebene „Kunde“

und bis zu 50 km von ihrem Vermittler entfernt wohnen, besitzen eine um 7,9 % höhere Stornoneigung als Kunden in der Referenzgruppe. Die Referenzgruppe bilden Kunden, deren räumliche Distanz zum Vermittler bis zu 2 km beträgt. Für größere Entfernungen ist keine signifikante Aussage mehr möglich. Zudem wirkt sich ein Vertreterwechsel im Vorjahr mit 27,7 % deutlich stornoerhöhend aus. Offenbar ist eine

persönliche Betreuung vor Ort für einige Kunden eine maßgebliche Voraussetzung für eine anhaltende Kundentreue. Die Hypothesen 22 und 23 werden damit belegt.

Bezüglich der Vertriebswege zeigt sich nur dann ein signifikanter Effekt, sofern ein Vertrag direkt bei der WPV abgeschlossen wird. Der stornoerhöhende Abschluss über einen Makler bleibt erhalten, ist jedoch verglichen mit dem univariaten Modell nicht mehr signifikant. Die Hypothese 24 muss im multivariaten Modell daher verworfen werden.

3. Ebene: Haushalt

Ein bemerkenswertes Ergebnis liefert die kategoriale zeitabhängige Variable *tdep*, die dazu dient, kurzfristige Abhängigkeiten auf der Haushaltsebene abzubilden (s. Tabelle 5.9, zur Beschreibung der einzelnen Ausprägungen des Prädiktors *tdep* s. S. 5.2). In Haushalten, in denen gleichzeitig ein älterer und ein jüngerer Kraftfahrtversicherungsvertrag existieren, z. B. der Kraftfahrtversicherungsvertrag des Vaters und der des Sohnes, belegt die Schätzung, dass ein Erfahrungsaustausch vom älteren auf den jüngeren Kraftfahrtversicherungsvertrag stattfindet. Kommt zu einem Kraftfahrtversicherungsvertrag in einem Haushalt ein weiterer Kraftfahrtversicherungsvertrag hinzu (*tdep=2*), so sinkt die Stornoneigung des jüngeren Kraftfahrtversicherungsvertrages um 12,7% gegenüber einem Haushalt, in dem es nur einen einzelnen Vertrag gibt. Wechselt der ältere der beiden Kraftfahrtversicherungsverträge zuerst zur Hauptfälligkeit (*tdep=6*), so ist es wahrscheinlich, dass auch der jüngere der beiden Verträge kurz darauf storniert wird, denn dessen Stornoneigung steigt in diesem Fall sehr stark um 203,1% an gegenüber einem Haushalt an, der nur einen einzigen Kraftfahrtversicherungsvertrag besitzt.

| Prädiktor | Ausprägung | DF | $\hat{\gamma}_r$ | $\hat{\sigma}(\hat{\gamma}_r)$ | <i>p</i> -Wert | OR | SN |
|-----------|------------|----|------------------|--------------------------------|----------------|-------|----|
| tdep | 1 | 1 | -0,0525 | 0,0369 | 0,1553 | 0,949 | |
| tdep | 2 | 1 | -0,1357 | 0,0291 | < 0,0001 | 0,873 | ↘ |
| tdep | 3 | 1 | 1,0189 | 0,2802 | 0,0003 | 2,770 | ↗ |
| tdep | 4 | 1 | 0,2372 | 0,3089 | 0,4425 | 1,268 | |
| tdep | 5 | 1 | 0,2469 | 0,1287 | 0,0550 | 1,280 | |
| tdep | 6 | 1 | 1,1090 | 0,2249 | < 0,0001 | 3,031 | ↗ |
| tdep | 7 | 1 | 0,5390 | 0,2244 | 0,0163 | 1,714 | ↗ |
| tdep | 8 | 1 | 0,1554 | 0,1534 | 0,3110 | 1,168 | |

Tabelle 5.9: Schätzung des multivariaten Modells auf der Ebene „Haushalt“

Daraus lässt sich folgern, dass es für Kraftfahrtversicherer nicht ausreicht, die Kundenbindung alleine auf der Vertrags- oder der Kundenebene zu steuern. Vielmehr gilt es, verstärkt auch die Vorbildfunktion älterer Verträge auf der Haushaltsebene zu berücksichtigen. Die Hypothese 25 kann insofern belegt werden.

4. Ebene: Wettbewerb

Wie bereits bei der Schätzung der Baselinehazardrate (s. Abschnitt 5.4) wird nun auch bei der Schätzung eines multivariaten Logitmodells danach differenziert, bei welchem Nachversicherer ein Versicherungsnehmer im Zuge eines Hauptfälligkeitswechsels seinen Vertrag abschließt. Als bedeutende Nachversicherer kommen in Betracht: Allianz, HUK und LVM (Gruppe 1 der Nachversicherer) sowie HDI, DEVK, R+V, VHV und AXA (Gruppe 2 der Nachversicherer). Es werden folglich 8 multivariate Logitmodelle, die jeweils nach dem betrachteten Nachversicherer differenzieren, geschätzt. Als zusätzlicher Prädiktor wird in das Stornomodell der Prädiktor *vvvuklas* aufgenommen, der angibt, ob der Versicherungsnehmer von der WPV als Neukunde (Ref.) gewonnen werden konnte oder ob er von einem der genannten Nachversicherer zur WPV wechselte. Die in den 8 separat geschätzten Logitmodellen ermittelten Odds-Ratios des Prädiktors *vvvuklas* sind in der Tabelle 5.10 zusammengefasst. Dabei sind nur die Odds-Ratios angegeben, die auf einem 5%-Niveau signifikant sind. Vergleicht man einen Versicherungsnehmer, der der WPV durch

| Vorversicherer | Odds-Ratios der verschiedenen Nachversicherer | | | | | | | | |
|-----------------|---|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-----|-----------|
| | Allianz | HUK | LVM | HDI | DEVK | R+V | VHV | AXA | Sonstiger |
| Neukunde (Ref.) | | | | | | | | | |
| Allianz | 2,541 | | 0,782 | | | | | | 0,789 |
| HUK | 0,712 | 2,701 | 0,693 | | | 0,646 | | | 0,781 |
| LVM | | | 2,117 | | 0,790 | | | | 0,755 |
| HDI | | | | 3,912 | | | | | 0,703 |
| DEVK | | | | | 4,211 | | | | |
| R+V | | | | | | 4,646 | | | |
| VHV | | | | 1,693 | | | 2,603 | | |
| AXA | | | | | | | | | |
| Sonstiger | | | | | | | 1,356 | | |

Tabelle 5.10: Schätzung nach Nachversicherern differenzierte multivariate Modelle auf der Ebene „Wettbewerb“

einen Hauptfälligkeitswechsel von der Allianz zugegangen ist mit einem Neukunden (Ref.), so weist der ehemalige Alliantkunde gegenüber dem Neukunden eine um 154,1% erhöhte Bereitschaft für einen Hauptfälligkeitswechsel zur Allianz auf. Er neigt also dazu, zu seinem Vorversicherer „Allianz“ zurück zu kehren. Hingegen weist er gegenüber einem Neukunden eine um 21,8% reduzierte Neigung auf, im Rahmen eines Hauptfälligkeitswechsels zum LVM zu wechseln. Ähnliche Effekte sind auch

für die Vorversicherer HUK, LVM, HDI, DEVK und R+V zu beobachten, wobei der stornoerhöhende Effekt bei der R+V mit 364,6% am ausgeprägtesten ist. Zwei Sonderfälle können beobachtet werden, wenn als Vorversicherer die VHV oder die AXA fungiert. Versicherungsnehmer, die von der VHV zur WPV wechselten, neigen dazu, zur VHV oder zum HDI abzuwandern, wobei deren Wechselbereitschaft gegenüber einem Neukunden um 160,3% bzw. 69,3% erhöht ist. Die Bereitschaft eines Versicherungsnehmers zum vorherigen Versicherer zurück zu kehren ist folglich bedeutend höher als diejenige, zu einem unbekanntem neuen Versicherer zu wechseln. Bei Versicherungsnehmern, die von der AXA zugewandert sind, konnten keine solchen Tendenzen festgestellt werden.

Insgesamt kann somit die Schlussfolgerung gezogen werden, dass Versicherungsnehmer bei Unzufriedenheit mit dem aktuellen Versicherer eine starke Neigung besitzen, wieder zu dem vorherigen, ihnen gut bekannten Versicherer zurück zu kehren. Ein Indiz für dieses Phänomen könnte aber auch darin gesehen werden, dass viele Versicherer ein aktives und erfolgreich funktionierendes Rückgewinnungsmanagement betreiben. Eine gewisse Zeit nach der Vertragsbeendigung sprechen sie einen abgewanderten Kunden erneut gezielt an, um ihm an seine gegebene Lebenssituation angepasste attraktive Versicherungslösungen zu offerieren. Hypothese 26 kann damit bestätigt werden.

Zusammenfassend ist im Anhang C in Tabelle C.1 dargestellt, welche der in Abschnitt 5.3 aufgestellten Hypothesen im multivariaten Logitmodell bestätigt werden bzw. welche verworfen werden müssen.

5.6 Modellgüte zeitdiskreter Stornomodelle

Zur Messung der Modellgüte zeitdiskreter Stornomodelle werden zunächst die in Unterabschnitt 4.9.1 vorgestellten Determinationskoeffizienten (Pseudo- R^2 -Maße) berechnet. Für den Trainingsdatenbestand ergibt sich für das Pseudo- R^2 -Maß nach McFadden $R_{McF}^2 = 0,0422$.

Sowohl das Pseudo- R^2 nach Cox/ Snell als auch das nach Nagelkerke hängen vom Stichprobenumfang ab. Wählt man als Stichprobenumfang die Anzahl der Storni im Trainingsdatensatz, erhält man $R_{CS}^2 = R_N^2 = 0,3315$. Das bedeutet, dass für den vorliegenden Trainingsdatensatz beide vom Stichprobenumfang abhängigen Maße denselben Wert annehmen und beträchtlich größer als das Pseudo- R^2 -Maß nach McFadden sind. Wird hingegen als Stichprobenumfang die Anzahl der Versicherungsverträge im Trainingsdatensatz angesetzt, resultiert daraus $R_{CS}^2 = 0,0189$ und $R_N^2 = 0,0520$. In diesem Fall nehmen das Pseudo- R^2 nach Nagelkerke und nach McFadden ähnliche Werte an.

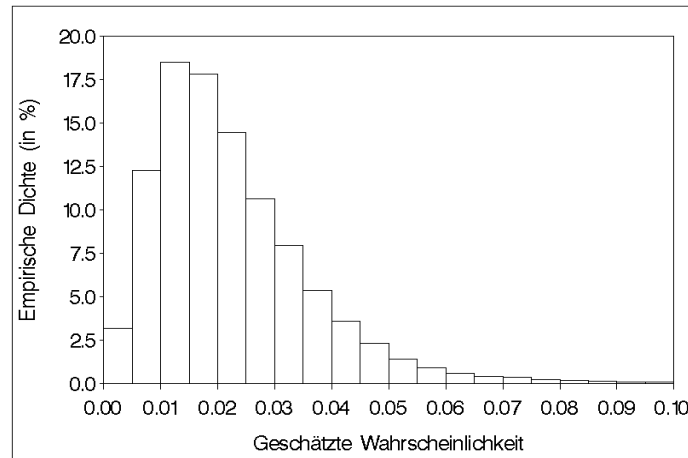


Abbildung 5.8: Histogramm der auf dem Validierungsbestand geschätzten bedingten Stornowahrscheinlichkeiten $\hat{\lambda}$

Insgesamt sind die Pseudo- R^2 -Werte relativ gering, was auf die beschränkte Erklärungskraft der in das zeitdiskrete Stornomodell einfließenden Prädiktoren zurück zu führen sein dürfte. Mit insgesamt 30 in das Stornomodell aufgenommenen Prädiktoren (vor Dummybildung) ist das im Rahmen von dieser Arbeit geschätzte Stornomodell nicht paramatersparsam. Rein objektiv können gemessene Prädiktoren jeweils nur einen kleinen Beitrag leisten, um die sehr komplexe Entscheidung eines Versicherungsnehmers, zu einem Konkurrenzversicherer zu wechseln, zu erklären.

Abbildung 5.8 stellt die Verteilung der auf dem Validierungsbestand geschätzten bedingten Stornowahrscheinlichkeiten $\hat{\lambda}$ dar. Der größte Wert beträgt 0,90 und insgesamt werden nur drei Werte oberhalb des Standard-Schwellenwertes $\lambda_0 = 0,5$ geschätzt. Damit wird deutlich, dass eine Variation des Schwellenwertes zu einer vernünftigen Prognose des Stornoverhaltens erforderlich ist. Eine erste Annäherung liefert der Anteil der stornierten Vertragsjahre im Gesamtbestand (s. Tabelle 5.3). Demnach sollte der Schwellenwert in der Nähe von 2% liegen.

| | $\hat{y} =$ | | Σ |
|----------|-------------|--------|----------|
| | 0 | 1 | |
| $y =$ 0 | 0,6114 | 0,3659 | 0,9773 |
| 1 | 0,0085 | 0,0142 | 0,0227 |
| Σ | 0,6199 | 0,3801 | 1 |

Tabelle 5.11: Klassifikationstabelle für den optimalen Schwellenwert auf dem Validierungsbestand

Die Werte der Sensitivität und der Spezifität variieren bei einer Veränderung des Schwellenwertes. Abbildung 5.9 zeigt auf dem Validierungsdatensatz ihre Trade-Off-Beziehung – beide Größen können nur gleichzeitig maximiert werden. Der „optimale“ Schwellenwert liegt bei 2,35 %. An dieser Stelle nehmen Sensitivität und Spezifität jeweils rund 62,50 % an. Die zugehörige Klassifikation ist in Tabelle 5.11 dargestellt.

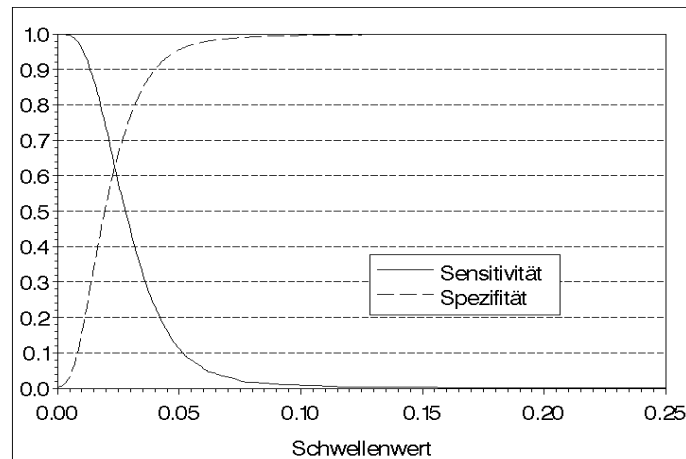


Abbildung 5.9: Sensitivität und Spezifität in Abhängigkeit vom Schwellenwert

Da die Besetzungen in Klassifikationstabellen immer nur für einen festen Schwellenwert gelten, wird als nächstes die vom Schwellenwert unabhängige ROC-Kurve jeweils für den Trainings- und den Validierungsbestand untersucht und die Fläche unter dieser Kurve berechnet. Die ROC-Kurve im Validierungsbestand liegt unterhalb der ROC-Kurve im Trainingsbestand (s. Abbildung 5.10).

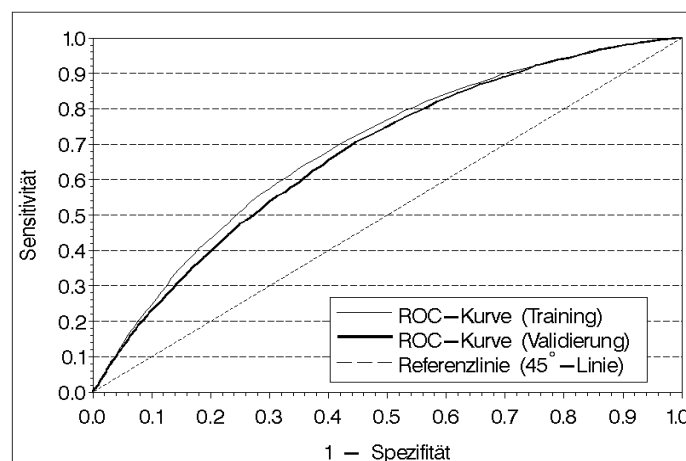


Abbildung 5.10: ROC-Kurven für den Trainings- und den Validierungsbestand

Die Fläche unter ROC-Kurve liegt im Trainingsbestand bei 0,6895, während sie im Validierungsbestand rund 2,5% kleiner ist und 0,6733 beträgt, d. h. das final geschätzte Stornomodell differenziert auf dem Validierungsbestand etwas schlechter als auf dem Trainingsbestand. Ausgehend von der Empfehlung von Hosmer u. Lemeshow (2000, S. 162) (s. Tabelle 4.5) weist das final geschätzte Stornomodell eine akzeptable Prognosegüte auf. Insbesondere besteht keine übermäßige Anpassung an die Trainingsdaten.

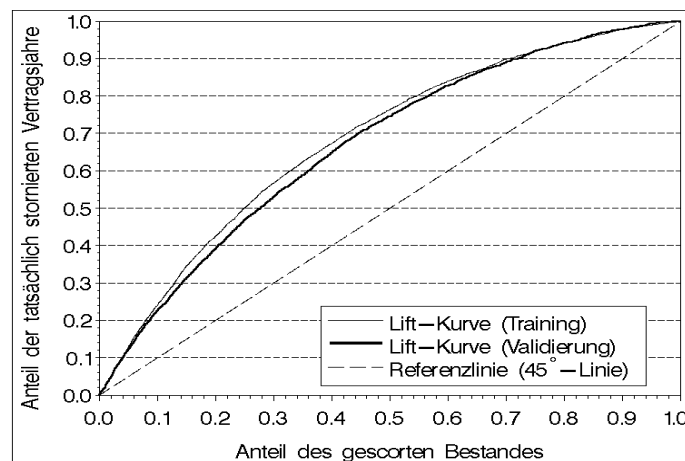


Abbildung 5.11: Kumulierter Gains-Chart für den Trainings- und den Validierungsbestand

Abbildung 5.11 zeigt den kumulierten Gains-Chart auf dem Trainings- und dem Validierungsbestand. Ähnlich wie bei den ROC-Kurven liegt auch der kumulierte Gains-Chart auf dem Validierungsbestand unterhalb des kumulierten Gains-Charts auf dem Trainingsbestand. Durch Anwendung des final geschätzten Modells ist es exemplarisch möglich, dass nur 30% der gesorteten Vertragsjahre zu analysieren sind, um 52,88% der tatsächlich stornierten Vertragsjahre abzudecken.

Weitere Datenpaare sind der Tabelle 5.12 zu entnehmen. Der Wert des Lifts für die besten 10% gemessen an ihrem Score-Wert beträgt 2,23. Dies bedeutet, dass durch die modellgestützte Schätzung von bedingten Stornowahrscheinlichkeiten im ersten Dezil des gesorteten Bestandes 2,23-mal mehr stornierte Vertragsjahre identifiziert werden können als bei einer rein zufälligen Auswahl. Dadurch wird eine treffsichere Bearbeitung von stornogefährdeten Versicherungsverträgen in den Vertragsjahren möglich, in denen das Stornorisiko am größten ist.

| Anteil gescorter Bestand | Anteil stornierter Vertragsjahre |
|-----------------------------|-------------------------------------|
| 0 | 0 |
| 0,1 | 0,2250 |
| 0,2 | 0,3912 |
| 0,3 | 0,5288 |
| 0,4 | 0,6477 |
| 0,5 | 0,7446 |
| 0,6 | 0,8275 |
| 0,7 | 0,8892 |
| 0,8 | 0,9413 |
| 0,9 | 0,9783 |
| 1 | 1 |

Tabelle 5.12: Dezile für den kumulierten Gains-Chart auf dem Validierungsbestand

Kapitel 6

Fazit und weiterer Forschungsbedarf

In dieser Arbeit wurde das Abwanderungsverhalten von Versicherungsnehmern der WPV zum Jahreswechsel in der Kraftfahrtversicherung mit Hilfe von zeitdiskreten Hazardraten-Modellen analysiert. Die durchgeführten Stornoanalysen verlangten eine „intelligente“ Datenanalyse. Zunächst musste ein detailliertes Hintergrundwissen über das Stornomanagement in der Versicherung und das spezielle Versicherungsprodukt Kraftfahrtversicherung aufgebaut werden. Die Auswahl eines geeigneten Modellierungsansatzes erforderte erhebliches statistisches Know-how. Die sich anschließende korrekte Anwendung der Modelle war nicht ohne Kenntnisse über die theoretischen Zusammenhänge möglich. Auch im Rahmen dieser Stornoanalysen wurde offenkundig, dass die Suche nach einem „besten“ Stornomodell nicht automatisiert werden kann.

Im Einzelnen hat sich gezeigt, dass eine zeitraumbezogene als Alternative zu der in der Praxis vorherrschenden stichtagsbezogenen Betrachtung aus mehreren Gründen sehr gut zur Stornomodellierung in der Kraftfahrtversicherung geeignet ist.

Zeitdiskrete Stornomodelle sind im Gegensatz zu stichtagsbezogenen Stornomodellen in der Lage, die Dynamik eines Stornoprozesses abzubilden. Dem Entschluss des Versicherungsnehmers, seinen Kraftfahrtversicherungsvertrag zum Hauptfälligkeitstermin zu beenden, geht i. d. R. ein längerer gedanklicher Reifeprozess voraus.

Mit Hilfe dieser Modelle kann das sich über die Vertragslaufzeit verändernde Risiko, dass ein Versicherungsnehmer zur Hauptfälligkeit wechselt, an der graphisch dargestellten geschätzten Baselinehazardrate abgelesen werden. Letztere kann auch nach einzelnen Merkmalen wie etwa der angebündelten Versicherungsart segmentiert werden. Außerdem können separate Baselinehazardraten für die wichtigsten Nachversicherer geschätzt und in einer Graphik abgebildet werden. Auf diese Weise lässt

sich untersuchen, ob das über die Vertragslaufzeit geschätzte Stornorisiko zwischen den Nachversicherern differenziert.

Des Weiteren können sowohl zeitliche Veränderungen in den Prädiktoren als auch zeitlich variierende Effekte (durch die Aufnahme von Interaktionstermen) modelliert werden. Mit dem Storno des Versicherungsnehmers zur Hauptfälligkeit konkurrierende Ereignisse werden bei der Modellschätzung nicht weggelassen, sondern zum Zeitpunkt ihres Eintritts als zufällig zensiert behandelt. Zudem werden Kraftfahrtversicherungsverträge, die bereits vor dem Beginn des Beobachtungszeitraums in dem Bestand verweilt haben, als linkstrunkierte Beobachtungen berücksichtigt.

Im Rahmen einer zeitraumbezogenen Modellierung ist es außerdem möglich, zeitabhängige kurzfristige Abhängigkeiten auf der Haushaltsebene zu erfassen. Durch ihre Integration lässt sich u. a. zeigen, dass ein Erfahrungsaustausch von dem älteren auf den jüngeren Kraftfahrtversicherungsvertrag stattfindet. So begünstigt das Storno des schon lange bestehenden Vertrages tendenziell das Storno des erst vor kurzem abgeschlossenen Vertrages.

Die Schätzung zeitdiskreter Hazardraten-Modelle liefert darüber hinaus wichtige Erkenntnisse für die Versicherungspraxis. Die Entscheidung eines Versicherungsnehmers, seinen Kraftfahrtversicherungsvertrag zum Hauptfälligkeitstermin zu beenden, ist sehr komplex und kann mit rein objektiv gemessenen Merkmalen nur zum Teil erklärt werden. Als Prädiktoren mit dem größten Erklärungsgehalt stellten sich die „Versicherung von Wohneigentum bei der WPV“, die „Anzahl sonstiger laufender Verträge in anderen Versicherungssaprtten“ und das „Alter des Versicherungsnehmers“ heraus. Die geschätzten Effekte der in das Modell aufgenommenen Prädiktoren erscheinen sowohl in ihrer Richtung als auch in ihrer Stärke plausibel. So stornieren eher jüngere als ältere Versicherungsnehmer ihren Kraftfahrtversicherungsvertrag. Des Weiteren besitzen Versicherungsnehmer, die im öffentlichen Dienst oder bei einem Finanzdienstleister tätig sind, eher eine geringe Wechselbereitschaft. Ferner können bereits geringe Differenzen zwischen dem Jahresbruttobeitrag der WPV und einem ihrer direkten Konkurrenten ein beträchtliche Erhöhung des Stornorisikos auslösen. Außerdem schätzen Versicherungsnehmer die räumliche Nähe zu ihrem Vermittler und reagieren auf einen Wechsel des vertrauten Vermittlers tendenziell mit der Abwanderung zu einem Konkurrenzversicherer. Es hat sich zudem gezeigt, dass Versicherungsnehmer, die im Zuge eines Hauptfälligkeitswechsels gewonnen werden und somit bereits Wechselerfahrung gesammelt haben, eher dazu neigen, den Versicherer erneut durch einen Hauptfälligkeitswechsel zu verlassen.

Einige Schätzergebnisse waren auch etwas überraschend: So wurde die Kundenbeziehungsdauer vor Abschluss des Kraftfahrtversicherungsvertrages nicht in das multivariate Stornomodell aufgenommen, obgleich ihr Effekt im univariaten Modell stornosenkend und hoch signifikant war. Die Zahlungsweise des Versicherungsnehmers wurde zwar im multivariaten Modell berücksichtigt, jedoch wurde für eine

unterjährige Zahlungsweise entgegen der Schätzungen im univariaten Fall ein signifikanter stornosenkender Effekt ausgemacht. Weder die Abwicklungsdauer eines Schadenfalls in einer der Versicherungsarten noch der Eintritt eines TK- oder VK-Schadens im Vorjahr hatten einen Einfluss auf das Storno des Versicherungsnehmers zur Hauptfälligkeit.

Ein zentraler Aspekt beim Stornomanagement in der Kraftfahrtversicherung besteht darin, dass das Hauptfälligkeitsstorno auf mehreren Ebenen – Versicherungsvertrag, Kunde, Haushalt, Wettbewerb – gesteuert wird. Dazu sind für jede einzelne Ebene geeignete Marketingsmaßnahmen zur Stabilisierung der Kundenbeziehung zu entwickeln.

Ferner hat sich gezeigt, dass ein gezieltes Rückgewinnungsmanagement im Versicherungsbereich erfolgreich funktioniert. Da der Vorversicherer i. d. R. über sehr viele Informationen zum abgewanderten Kunden verfügt, kann er diesen ohne großen Aufwand in späteren Lebenszyklusphasen erneut mit attraktiven Versicherungslösungen gezielt ansprechen, um ihn auf diese Weise zurück zu gewinnen.

Insgesamt ist sowohl die Anpassungs- als auch die Prognosegüte der geschätzten zeitdiskreten Hazardraten-Modelle als zufriedenstellend einzustufen. Insbesondere liefert der kumulierte Gains-Chart sehr wertvolle Ergebnisse für die Versicherungspraxis: Durch das Scoren des Bestands nach den geschätzten bedingten Stornowahrscheinlichkeiten in den einzelnen Vertragsjahren wird es möglich, auf Versicherungsnehmer gezielt in den Vertragsjahren beziehungsstabilisierend einzuwirken, in denen deren Stornorisiko am höchsten ist.

Es hat sich als schwierig erwiesen, zufällige Effekte, die zur Berücksichtigung von unbeobachteten Heterogenitäten (Frailty) bzw. langfristigen Abhängigkeiten (Shared Frailty) zwischen einzelnen Versicherungsverträgen dienen, in ein zeitdiskretes Hazardraten-Modell zu integrieren, wenn dieses linkstrunkierte Daten enthält. Werden wie in dieser Arbeit Prädiktoren fast ausnahmslos zeitveränderlich modelliert, ergibt sich die Herausforderung, dass für die Schätzung der Modellparameter die Kenntnis des individuellen Prädiktorenprozesses vor Eintritt in den Beobachtungszeitraum erforderlich wäre. In der vorliegenden Analyse wurden lediglich das Geschlecht des Versicherungsnehmers, die Zugangsart des Vertrages und Tatsache, ob das Fahrzeug gebraucht erworben wurde, als zeitkonstant angesetzt. Es besteht daher der Bedarf, neben den existierenden Frailty-Konzepten Alternativen zu erforschen, die es erlauben, zeitdiskrete Hazardraten-Modelle bei linkstrunkierten Daten und zeitveränderlichen Prädiktoren zu schätzen.

Da ein Versicherungsprodukt ein Erfahrungsgut ist, ist es nicht einfach, das Wechselverhalten eines Versicherungsnehmers präzise zu erklären und zu prognostizieren. Es existieren viele zufällige Faktoren, die dessen Wechselverhalten beeinflussen können, wie z. B. die Änderung des Familienstandes, ein Umzug des Versicherungsnehmers

oder ein unerwarteter Wechsel des Vermittlers, mit dem eine bereits langjährige Geschäftsbeziehung besteht. Allein durch die Berücksichtigung objektiv messbarer Prädiktoren, die primär im Rahmen der Tarifierung eingesetzt werden, kann das Stornoverhalten nicht ausreichend beschrieben werden. Die Güte eines Stornomodells kann beträchtlich verbessert werden, wenn neben Vertrags- und Kundendaten, die in der Datenbank des Versicherers abgelegt sind, auch das im Rahmen von Kundenzufriedenheitsbefragungen gewonnene subjektive Qualitätsurteil des Kunden, wie die Zufriedenheit des Versicherungsnehmers mit der Schadenabwicklung oder der Beratungsleistung seines Vermittlers, in den Stornoanalysen berücksichtigt wird (vgl. Schlesinger u. von der Schulenburg (1993, S. 608)). Ein zusätzliches Informationspotenzial besteht in der Anreicherung von Vertrags- und Kundendaten mit externen kleinräumigen Mikromarktdaten, um so z. B. mittels eines Bonitätsscores die Einkommensverhältnisse eines Kunden zu erfassen.

Die vorliegende Arbeit analysiert das Abwanderungsverhalten von Versicherungsnehmern, die einen Kraftfahrzeugversicherungsvertrag besitzen und beschränkt sich damit auf die Vertragsseite. Da Versicherungskunden i. d. R. mehr als einen Versicherungsvertrag besitzen, was insbesondere bei einem regional verankerten Versicherer der Fall sein dürfte, hat ein Vertragsverlust nicht automatisch auch einen Kundenverlust zur Folge. Bedrohlich wird die Lage für den Versicherer erst dann, wenn sämtliche Versicherungsverträge aus verschiedenen Versicherungssparten gleichzeitig oder in einer kurzen zeitlichen Abfolge beendet werden. Letzteres würde den Totalverlust der Kundenbeziehung bedeuten. Deshalb sollten künftige Arbeiten das Abwanderungsverhalten von Kunden versicherungsspartenübergreifend modellieren. Darüber hinaus könnte es interessant sein, neben dem Hauptfälligkeitswechsel auch das Abwanderungsverhalten von Versicherungsnehmern zu untersuchen, die im Zuge eines unterjährigen Fahrzeugwechsels einen anderen Versicherer wählen. Da die Stornoprävention aus wirtschaftlicher Sicht nur bei denjenigen Kunden angebracht ist, die für einen Versicherer auch profitabel sind, sollte ein zeitraumbezogenes Stornomodell in ein Kundenwertmodell integriert werden.

Anhang A

Beschreibung der Prädiktoren

Anmerkung

Sofern es nicht explizit anders angegeben ist, stellt die Ausprägung 0 bei kategorialen Prädiktoren stets die Referenzkategorie dar.

Tabelle A.1: Beschreibung der untersuchten Prädiktoren und ihrer Ausprägungen

| Prädiktor | Bezeichnung | Ausprägung |
|-----------------|--|---|
| abwdauerkh | Durchschnittliche Abwicklungsdauer der Schäden im Vorjahr in KH | in 100 Tagen |
| abwdauertk | Durchschnittliche Abwicklungsdauer der Schäden im Vorjahr in TK | in 100 Tagen |
| abwdauervk | Durchschnittliche Abwicklungsdauer der Schäden im Vorjahr in VK | in 100 Tagen |
| altervntklas | Altersklasse des VN | 18 – 34, 35 – 44 (Ref.), 45 – 54, 55 – 64, > 64 Jahre |
| anzbbeiterhklas | Anzahl der Beitragserhöhungen bei gleichbleibendem Versicherungsumfang | 0, 1, 2, > 2 |
| bbeitdiffALL | Bestandsbeitragsdifferenz zum Tarif der Allianz | in 100 € |
| bbeitdiffAXA | Bestandsbeitragsdifferenz zum Tarif der AXA | in 100 € |
| bbeitdiffDEVK | Bestandsbeitragsdifferenz zum Tarif der DEVK | in 100 € |

Tabelle A.1 – Fortsetzung

| Prädiktor | Bezeichnung | Ausprägung |
|----------------|---|--|
| bbeitdiffHDI | Bestandsbeitragsdifferenz zum Tarif des HDI | in 100 € |
| bbeitdiffHUK24 | Bestandsbeitragsdifferenz zum Tarif der HUK24 | in 100 € |
| bbeitdiffHUKC | Bestandsbeitragsdifferenz zum Tarif der HUK-COBURG | in 100 € |
| bbeitdiffLVM | Bestandsbeitragsdifferenz zum Tarif des LVM | in 100 € |
| bbeitdiffR+V | Bestandsbeitragsdifferenz zum Tarif der R+V | in 100 € |
| bbeitdiffVHV | Bestandsbeitragsdifferenz zum Tarif der VHV | in 100 € |
| bbeitdiffWPV | Bestandsbeitragsdifferenz zum aktuellen Tarif der WPV | in 100 € |
| csl | Anzahl laufender Verträge in anderen Sparten | |
| distVVVNGeo | räumliche Distanz zwischen Vermittler und VN | 0 – 2 (Ref.), > 2 – 50, > 50 km |
| efh | Hat der VN ein selbstbewohntes Einfamilienhaus? | 0 = Nein, 1 = Ja |
| familie | Hat der Versicherungsnehmer Familie? | 0 = Nein, 1 = Ja |
| fdtkz | Ist der VN im Finanzdienstleistungsbereich tätig? | 0 = Nein, 1 = Ja |
| gebrerw | Handelt es sich um einen Gebrauchtwagen? | 0 = Nein, 1 = Ja |
| geschlecht | Geschlecht des VN | 0 = weiblich, 1 = männlich |
| ia | Inkassoart | 0 = Lastschrift, 1 = Rechnung |
| mfh | Hat der VN ein selbstbewohntes Mehrfamilienhaus? | 0 = Nein, 1 = Ja |
| oedkz | Ist der VN im öffentlichen Dienst tätig? | 0 = Nein, 1 = Ja |
| regio | Wohnregion des Versicherungsnehmers innerhalb des Geschäftsgebietes der WPV | Ruhrgebiet, Ostwestfalen, Münsterland (Ref.), Sauer-/ Sieger, Sonstige |
| schadentkvk | Ist im Vorjahr ein TK- oder VK-Schaden eingetreten? | 0 = Nein, 1 = Ja |
| sfkhklas | SF-Klasse in KH | M/ 0/ S (Ref.), 1/2 – 7, 8 – 18 19 – 25 |

Tabelle A.1 – Fortsetzung

| Prädiktor | Bezeichnung | Ausprägung |
|------------------|--|---|
| tdep | Kurzfristige Abhängigkeiten innerhalb eines Haushalts | s. S. 151 |
| umfang | Versicherungsumfang | nur KH (Ref.), KH mit TK, KH mit VK, KH mit KU |
| umzug | Ist der Versicherungsnehmer im Vorjahr umgezogen? | 0 = Nein, 1 = Ja |
| verweg | Vertriebsweg | Geschäftsstelle (Ref.), Direkt, Makler, Sparkasse |
| vorkdbezdauer | Kundenbeziehungsdauer vor Abschluss eines Kraftfahrtversicherungsvertrages | in Jahren |
| vvvuklas | Vorversicherer | Neukunde (Ref.), Allianz, HUK, LVM, HDI, DEVK, R+V, VHV, AXA, Sonstiger |
| VVwechsel | Kam es im Vorjahr zu einem Vermittlerwechsel? | 0 = Nein, 1 = Ja |
| wohnvert | Hat der VN sein Wohneigentum bei der WPV versichert? | 0 = kein Wohneigentum, W-V = Wohneigentum nicht bei der WPV versichert, W+V = Wohneigentum bei der WPV versichert |
| wskm | Jahreskilometerleistung | in 10.000 km |
| zugang | Zugangsart des Vertrages | Neuabschluss (Ref.), HFW, FW |
| zw | Zahlungsweise | jährlich (Ref.), halbjährlich, vierteljährlich, monatlich |

Anhang B

Schätzung univariater Logitmodelle

Anmerkung

Bei den durchgeführten Analysen betrug das gewählte Signifikanzniveau stets 5%. Dementsprechend sind Prädiktoren, bei denen der p -Wert größer ist als 0,05, als statistisch nicht signifikant zu bewerten. Ein ↗ in der Spalte SN bedeutet, dass die jeweilige Variable stornotreibend, ein ↘, dass sie stornosenkend ist.

Tabelle B.1: Schätzung univariater Logitmodelle

| Prädiktor | Ausprägung | DF | $\hat{\gamma}_r$ | $\hat{\sigma}(\hat{\gamma}_r)$ | p -Wert | OR | SN |
|-----------------|----------------------|----|------------------|--------------------------------|-----------|-------|----|
| abwdauerkh | | 1 | -0,0340 | 0,0274 | 0,2130 | 0,967 | |
| abwdauertk | | 1 | -0,0300 | 0,0569 | 0,6029 | 0,970 | |
| abwdauervk | | 1 | 0,0253 | 0,0566 | 0,6553 | 1,926 | |
| altervntklas | | 4 | | | < 0,0001 | | |
| altervntklas | 18 – 34 Jahre | 1 | 0,2488 | 0,0247 | < 0,0001 | 1,282 | ↗ |
| altervntklas | 35 – 44 Jahre (Ref.) | | | | | | |
| altervntklas | 45 – 54 Jahre | 1 | 0,0283 | 0,0259 | 0,2746 | 1,029 | |
| altervntklas | 55 – 64 Jahre | 1 | 0,0092 | 0,0299 | 0,7579 | 1,009 | |
| altervntklas | > 64 Jahre | 1 | -0,4003 | 0,0390 | < 0,0001 | 0,668 | ↘ |
| anzbbeiterhklas | | 3 | | | < 0,0001 | | |
| anzbbeiterhklas | 0 (Ref.) | | | | | | |
| anzbbeiterhklas | 1 | 1 | 0,0549 | 0,0226 | 0,0150 | 1,056 | ↗ |
| anzbbeiterhklas | 2 | 1 | 0,0886 | 0,0310 | 0,0042 | 1,093 | ↗ |
| anzbbeiterhklas | > 2 | 1 | -0,2290 | 0,0451 | < 0,0001 | 0,795 | ↘ |

Tabelle B.1 – Fortsetzung

| Prädiktor | Ausprägung | DF | $\hat{\gamma}_r$ | $\hat{\sigma}(\hat{\gamma}_r)$ | p-Wert | OR | SN |
|----------------|--------------------|----|------------------|--------------------------------|----------|-------|----|
| bbeitdiffALL | | 1 | 0,0040 | 0,0032 | 0,2542 | 1,004 | |
| bbeitdiffAXA | | 1 | -0,0200 | 0,0003 | < 0,0001 | 0,980 | ↘ |
| bbeitdiffDEVK | | 1 | 0,0348 | 0,0042 | < 0,0001 | 1,035 | ↗ |
| bbeitdiffHDI | | 1 | 0,0125 | 0,0042 | 0,0030 | 1,013 | ↗ |
| bbeitdiffHUK24 | | 1 | 0,0476 | 0,0045 | < 0,0001 | 1,049 | ↗ |
| bbeitdiffHUKC | | 1 | 0,0377 | 0,0044 | < 0,0001 | 1,038 | ↗ |
| bbeitdiffLVM | | 1 | 0,0555 | 0,0045 | < 0,0001 | 1,057 | ↗ |
| bbeitdiffR+V | | 1 | 0,0307 | 0,0037 | < 0,0001 | 1,031 | ↗ |
| bbeitdiffVHV | | 1 | 0,0127 | 0,0041 | 0,0021 | 1,013 | ↗ |
| bbeitdiffWPV | | 1 | 0,0282 | 0,0046 | < 0,0001 | 1,029 | ↗ |
| csl | | 1 | -0,1148 | 0,0051 | < 0,0001 | 0,892 | ↘ |
| distVVVNGeo | | 2 | | | < 0,0001 | | |
| distVVVNGeo | 0 – 2 (Ref.) | | | | | | |
| distVVVNGeo | > 2 – 50 | 1 | 0,1464 | 0,0187 | < 0,0001 | 1,158 | ↗ |
| distVVVNGeo | > 50 | 1 | 0,3937 | 0,0417 | < 0,0001 | 1,482 | ↗ |
| efh | 0 (Ref.) | | | | | | |
| efh | 1 | 1 | -0,4457 | 0,0191 | < 0,0001 | 0,640 | ↘ |
| familie | 0 (Ref.) | | | | | | |
| familie | 1 | 1 | -0,0707 | 0,0212 | 0,0009 | 0,932 | ↘ |
| fdtkz | 0 (Ref.) | | | | | | |
| fdtkz | 1 | 1 | -0,6476 | 0,0485 | < 0,0001 | 0,523 | ↘ |
| gebrerw | 0 (Ref.) | | | | | | |
| gebrerw | 1 | 1 | 0,0923 | 0,0212 | < 0,0001 | 1,097 | ↗ |
| geschlecht | 0 (Ref.) | | | | | | |
| geschlecht | 1 | 1 | 0,0238 | 0,0189 | 0,2070 | 1,024 | |
| ia | 0 (Ref.) | | | | | | |
| ia | 1 | 1 | 0,1644 | 0,0197 | < 0,0001 | 1,179 | ↗ |
| mfh | 0 (Ref.) | | | | | | |
| mfh | 1 | 1 | -0,1087 | 0,0409 | 0,0078 | 0,897 | ↘ |
| oedkz | 0 (Ref.) | | | | | | |
| oedkz | 1 | 1 | -0,2359 | 0,0218 | < 0,0001 | 0,790 | ↘ |
| regio | | 4 | | | < 0,0001 | | |
| regio | Ruhrgebiet | 1 | 0,1816 | 0,0297 | < 0,0001 | 1,199 | ↗ |
| regio | Ostwestfalen | 1 | 0,1604 | 0,0271 | < 0,0001 | 1,174 | ↗ |
| regio | Münsterland (Ref.) | 1 | | | | | |
| regio | Sauer-/ Sieger | 1 | 0,1169 | 0,0265 | < 0,0001 | 1,124 | ↗ |

Tabelle B.1 – Fortsetzung

| Prädiktor | Ausprägung | DF | $\hat{\gamma}_r$ | $\hat{\sigma}(\hat{\gamma}_r)$ | p-Wert | OR | SN |
|---------------|------------------------|----|------------------|--------------------------------|----------|-------|----|
| regio | Sonstige | 1 | 0,2697 | 0,0375 | < 0,0001 | 1,310 | ↗ |
| schadentkvk | 0 (Ref.) | | | | | | |
| schadentkvk | 1 | 1 | 0,1063 | 0,0343 | 0,0020 | 1,112 | ↗ |
| sfkhklas | | 3 | | | < 0,0001 | | |
| sfkhklas | M/ 0/ S (Ref.) | | | | | | |
| sfkhklas | 1/2-7 | 1 | 0,0042 | 0,1141 | 0,9708 | 1,004 | |
| sfkhklas | 8-18 | 1 | -0,0992 | 0,1146 | 0,3868 | 0,906 | |
| sfkhklas | 19-25 | 1 | -0,3725 | 0,1158 | 0,0013 | 0,689 | ↘ |
| tdep | | 8 | | | < 0,0001 | | |
| tdep | 0 (Ref.) | 1 | | | | | |
| tdep | 1 | 1 | -0,0917 | 0,0345 | 0,0079 | 0,912 | ↘ |
| tdep | 2 | 1 | -0,2241 | 0,0261 | < 0,0001 | 0,791 | ↘ |
| tdep | 3 | 1 | 1,0902 | 0,2767 | < 0,0001 | 2,975 | ↗ |
| tdep | 4 | 1 | 0,2918 | 0,3064 | 0,3410 | 1,339 | |
| tdep | 5 | 1 | 0,2898 | 0,1257 | 0,0211 | 1,336 | ↗ |
| tdep | 6 | 1 | 1,2763 | 0,2130 | < 0,0001 | 3,583 | ↗ |
| tdep | 7 | 1 | 0,4981 | 0,2228 | 0,0254 | 1,646 | ↗ |
| tdep | 8 | 1 | 0,1826 | 0,1454 | 0,2092 | 1,200 | |
| umfang | | 3 | | | < 0,0001 | | |
| umfang | nur KH (Ref.) | 1 | | | | | |
| umfang | KH mit TK | 1 | 0,0394 | 0,0253 | 0,1195 | 1,040 | |
| umfang | KH mit VK | 1 | -0,0895 | 0,0252 | 0,0004 | 0,914 | ↘ |
| umfang | KH mit KU | 1 | 0,0350 | 0,0659 | 0,5957 | 1,036 | |
| umzug | 0 (Ref.) | | | | | | |
| umzug | 1 | 1 | 0,3130 | 0,0297 | < 0,0001 | 1,368 | ↗ |
| verweg | | 3 | | | < 0,0001 | | |
| verweg | Geschäftsstelle (Ref.) | 1 | | | | | |
| verweg | Direkt | 1 | -0,7994 | 0,1973 | < 0,0001 | 0,450 | ↘ |
| verweg | Makler | 1 | 0,4516 | 0,0918 | < 0,0001 | 1,571 | ↗ |
| verweg | Sparkasse | 1 | -0,0704 | 0,0435 | 0,1061 | 0,932 | |
| vorkdbezdauer | | 1 | -0,0216 | 0,0011 | < 0,0001 | 0,979 | ↘ |
| VVwechsel | 0 (Ref.) | | | | | | |
| VVwechsel | 1 | 1 | 0,2667 | 0,0304 | < 0,0001 | 1,306 | ↗ |
| wohnvert | | 2 | | | < 0,0001 | | |
| wohnvert | 0 (Ref.) | 1 | | | | | |
| wohnvert | W-V | 1 | -0,0270 | 0,0271 | 0,3192 | 0,973 | |

Tabelle B.1 – Fortsetzung

| Prädiktor | Ausprägung | DF | $\hat{\gamma}_r$ | $\hat{\sigma}(\hat{\gamma}_r)$ | p-Wert | OR | SN |
|-----------|---------------------|----|------------------|--------------------------------|----------|-------|----|
| wohnvert | W+V | 1 | -0,5735 | 0,0206 | < 0,0001 | 0,564 | ↘ |
| wskm | | 1 | 0,0836 | 0,0113 | < 0,0001 | 1,087 | ↗ |
| zugang | | 2 | | | 0,1763 | | |
| zugang | Neuabschluss (Ref.) | 1 | | | | | |
| zugang | HFW | 1 | 0,0288 | 0,0219 | 0,1877 | 1,029 | |
| zugang | FW | 1 | 0,0389 | 0,0221 | 0,0790 | 1,040 | |
| zw | | 3 | | | < 0,0001 | | |
| zw | jährlich (Ref.) | 1 | | | | | |
| zw | halbjährlich | 1 | 0,0183 | 0,0241 | 0,4465 | 1,018 | |
| zw | vierteljährlich | 1 | 0,1788 | 0,0248 | < 0,0001 | 1,196 | ↗ |
| zw | monatlich | 1 | 0,1463 | 0,0287 | < 0,0001 | 1,158 | ↗ |

Anhang C

Hypothesen im multivariaten Logitmodell

Anmerkung

Zusammenfassend ist in der nachfolgenden Tabelle C.1 dargestellt, welche der in Abschnitt 5.3 aufgestellten Hypothesen im multivariaten Logitmodell bestätigt werden bzw. welche verworfen werden müssen.

Tabelle C.1: Übersicht zu den aufgestellten Hypothesen im multivariaten Logitmodell

| Hypothese | Ergebnis |
|---------------------------------|--|
| 1 (Alter des VN) | zum Teil bestätigt |
| 2 (Geschlecht des VN) | bestätigt |
| 3 (Familie) | bestätigt |
| 4 (Münsterland) | bestätigt |
| 5 (Umzug im Vorjahr) | bestätigt |
| 6 (Branche) | bestätigt |
| 7 (Immobilienbesitzer) | zum Teil bestätigt |
| 8 (Beitrag Konkurrenz) | nur in Abhängigkeit des jeweiligen Konkurrenzanbieters zu betrachten |
| 9 (Beitragserhöhung) | zum Teil bestätigt |
| 10 (SF-Klasse) | verworfen |
| 11 (unterjährige Zahlungsweise) | verworfen |
| 12 (Rechnung vs. Lastschrift) | bestätigt |

Tabelle C.1 – Fortsetzung

| Hypothese | Ergebnis |
|-----------------------------------|--|
| 13 (Direktversicherer) | anhand der Baselinehazardraten verworfen |
| 14 (Wechselerfahrung) | nur für HFW bestätigt |
| 15 (Vielfahrer) | verworfen |
| 16 (Gebrauchtfahrzeug) | verworfen |
| 17 (Anbündelung) | verworfen |
| 18 a (Abwicklungsdauer TK/ VK) | bereits im univariaten Logitmodell deutlich nicht signifikant |
| 18 b (Abwicklungsdauer KH) | bereits im univariaten Logitmodell deutlich nicht signifikant |
| 19 (TK-/ VK-Schaden im Vorjahr) | Prädiktor nicht ins Modell aufgenommen |
| 20 (Anzahl laufender Verträge) | bestätigt |
| 21 (Kundenbeziehungsdauer) | Prädiktor nicht ins Modell aufgenommen |
| 22 (Nähe Vermittler) | zum Teil bestätigt |
| 23 (Vermittlerwechsel im Vorjahr) | bestätigt |
| 24 (Vertriebsweg) | verworfen |
| 25 (Haushaltseinfluss) | bestätigt |
| 26 (Bekanntheit Konkurrenz) | anhand der Vorversicherer-Nachversicherer- Matrix bestätigt |

Literaturverzeichnis

Agresti 2002

AGRESTI, A.: *Categorical Data Analysis*. 2. Aufl. Hoboken, New Jersey: Wiley-Interscience, 2002

Akaike 1973

AKAIKE, H.: Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: PETROV, B. N. (Hrsg.); CSAKI, F. (Hrsg.): *Second International Symposium on Information Theory*. Budapest: Akademiai Kiado, 1973, S. 267–281

Albrecht 1982

ALBRECHT, P.: Gesetze der großen Zahlen und Ausgleich im Kollektiv – Bemerkungen zu Grundlagen der Versicherungsproduktion. In: *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 71 (1982), Heft 3/4, S. 501–538

Albrecht 1992

ALBRECHT, P.: *Zur Risikotransformationstheorie der Versicherung: Grundlagen und ökonomische Konsequenzen*. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 1992

Albrecht u. Lippe 1988

ALBRECHT, P.; LIPPE, S.: Prämie, mathematische und wirtschaftliche Fragen. In: FARNY, D. (Hrsg.); HELTEN, E. (Hrsg.); KOCH, P. (Hrsg.); SCHMIDT, R. (Hrsg.): *Handwörterbuch der Versicherung HdV*. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 1988, S. 525–532

Albrecht u. Schwake 1988

ALBRECHT, P.; SCHWAKE, E.: Versicherungstechnisches Risiko. In: FARNY, D. (Hrsg.); HELTEN, E. (Hrsg.); KOCH, P. (Hrsg.); SCHMIDT, R. (Hrsg.): *Handwörterbuch der Versicherung HdV*. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 1988, S. 651–657

Allison 1982

ALLISON, P. D.: Discrete-time Methods for the Analysis of Event Histories. In: *Sociological Methodology* 13 (1982), Heft 1, S. 61–98

Allison 1984

ALLISON, P. D.; LEWIS-BECK, M. S. (Hrsg.): *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*. Newbury Park: Sage Publications, 1984 (Quantitative Applications in the Social Sciences 46)

Aranda-Ordaz 1983

ARANDA-ORDAZ, F. J.: An Extension of the Proportional-Hazards Model for Grouped Data. In: *Biometrics* 39 (1983), Heft 1, S. 109–117

Asmus u. Sonnenburg 1998

ASMUS, W.; SONNENBURG, V.: *Kraftfahrtversicherung: Ein Leitfaden für Praktiker*. 7. Aufl. Wiesbaden: Gabler, 1998

Bauer 2002

BAUER, G.: *Die Kraftfahrtversicherung*. 5. Aufl. München: Verlag C. H. Beck, 2002

Berry u. Linoff 1997

BERRY, M. J. A.; LINOFF, G.: *Data Mining Techniques: For Marketing, Sales, and Customer Support*. New York: John Wiley & Sons, 1997

Berufsbildungswerk der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V. [BWV] 2002

BERUFSBILDUNGSWERK DER DEUTSCHEN VERSICHERUNGSWIRTSCHAFT E.V. [BWV] (Hrsg.): *Individualversicherung: Versicherungslehre 2, Teil 2*. 5. Aufl. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 2002

Bieber u. Hoberg 2007

BIEBER, T.; HOBERG, S.: Aktives Schadenmanagement gemessen und bewertet. In: *Versicherungswirtschaft* 62 (2007), Heft 12, S. 992–995

Bittner 2002

BITTNER, T.: Customer Lifetime Value – die missverstandene Kennzahl. In: *Versicherungswirtschaft* 57 (2002), Heft 11, S. 816

Bittner u. a. 2001

BITTNER, T.; SCHOLZEN, J.; TIMM, M.: Customer Lifetime Value – der tatsächliche Wert einer Kundenbeziehung. In: *Versicherungswirtschaft* 56 (2001), Heft 22, S. 1875–1877

Blossfeld u. a. 1986

BLOSSFELD, H.-P.; HAMERLE, A.; MAYER, K. U.: *Ereignisanalyse: Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*. Frankfurt/ Main, New York: Campus Verlag, 1986

Blossfeld u. a. 1989

BLOSSFELD, H.-P.; HAMERLE, A.; MAYER, K. U.: Hazardraten-Modelle in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. In: *Advances in Statistical Analysis (Allgemeines Statistisches Archiv)* 73 (1989), Heft 2, S. 213–238

Bocquel 2008

BOCQUEL, E.: Stürme machen Autoversicherungen teurer. In: *Welt am Sonntag* 07.09.2008 (2008), S. 51

Bongartz 2004

BONGARTZ, U.: Ertragssteigerung durch erfolgreiches Stornomanagement: Die Voraussetzungen sind heute besser denn je. In: *Versicherungswirtschaft* 59 (2004), Heft 14, S. 1078–1080

Boudon 2003

BOUDON, B.: Kraftfahrtversicherung. In: VAN BÜHREN, H. W. (Hrsg.): *Handbuch Versicherungsrecht*. 2. Aufl. Bonn: Deutscher Anwaltverlag, 2003, S. 97–186

Box-Steffensmeier u. Jones 2004

BOX-STEFFENSMEIER, J. M.; JONES, B. S.: *Event History Modeling – A Guide for Social Scientists*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004

Brockett u. a. 2008

BROCKETT, P. L.; GOLDEN, L. L.; GUILLEN, M.; NIELSEN, J. P.; PARNER, J.; PEREZ-MARIN, A. M.: Survival Analysis of a Household Portfolio of Insurance Policies: How Much Time Do You Have to Stop Total Customer Defection? In: *The Journal of Risk and Insurance* 75 (2008), Heft 3, S. 713–737

Brown 1975

BROWN, C. C.: On the use of indicator variables for studying the time-dependence of parameters in a response-time model. In: *Biometrics* 31 (1975), Heft 4, S. 863–872

Bruhn 2001

BRUHN, M.: *Relationship Marketing*. München: Vahlen, 2001

Bruhn u. Michalski 2001

BRUHN, M.; MICHALSKI, S.: Rückgewinnungsmanagement – eine explorative

Studie zum Stand des Rückgewinnungsmanagements bei Banken und Versicherungen. In: *Die Unternehmung* 55 (2001), Heft 2, S. 111–125

Bruhn u. Michalski 2003

BRUHN, M.; MICHALSKI, S.: Gefährdete Kundenbeziehungen und abgewanderte Kunden als Zielgruppen der Kundenbindung. In: BRUHN, M. (Hrsg.); HOMBURG, C. (Hrsg.): *Handbuch Kundenbindungsmanagement: Strategien und Instrumente für ein erfolgreiches CRM*. 4. Wiesbaden: Gabler, 2003, S. 245–268

Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht [BaFin] 2008

BUNDESANSTALT FÜR FINANZDIENSTLEISTUNGSAUFSICHT [BAFIN]: *Statistik der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht – Schadenverlauf in der Kraftfahrzeug-Haftpflichtversicherung – (Jahresgemeinschaftsstatistik) 2007*. Bonn: Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht, 2008

Burez u. van den Poel 2007

BUREZ, J.; VAN DEN POEL, D.: Separating Financial From Commercial Customer Churn: A Modeling Step Towards Resolving The Conflict Between The Sales And Credit Department/ Department of Marketing, Ghent University. Ghent (Belgium), 2007 (476). – Forschungsbericht

Burez u. van den Poel 2008

BUREZ, J.; VAN DEN POEL, D.: Handling class imbalance in customer churn prediction/ Department of Marketing, Ghent University. Ghent (Belgium), 2008 (517). – Forschungsbericht

Busse 2008

BUSSE, H.: Alle Jahre nieder. In: *Auto Motor und Sport* 25.09.2008 (2008), S. 122

Campbell 2000

CAMPBELL, I.: Relationship Marketing: Erste Erfahrungen mit einer neuen Strategie der Kundenbindung. In: *Versicherungswirtschaft* 55 (2000), Heft 4, S. 266–267

Christensen 2005

CHRISTENSEN, B.: *Die Lohnansprüche deutscher Arbeitsloser: Determinanten und Auswirkungen von Reservationslöhnen*. Berlin, Heidelberg: Springer, 2005

Clermont 2008a

CLERMONT, S.: Teure Talfahrt in der Kraftfahrtversicherung: Welchen Marktverlust wird der Preiswettbewerb diesmal verursachen? In: *Assets & Liabilities* (2008), Heft 3, S. 2–5

Clermont 2008b

CLERMONT, S.: Teure Talfahrt: Welchen Marktverlust wird der Preiswettbewerb in der Kraftfahrtversicherung diesmal verursachen? In: *Zeitschrift für Versicherungswesen* (2008), Heft 21, S. 702–705

Collett 1994

COLLETT, D.: *Modelling Survival Data in Medical Research*. London: Chapman & Hall, 1994

Cooley 2002

COOLEY, S.: Loyalty strategy development using applied member-cohort segmentation. In: *Journal of Consumer Marketing* 19 (2002), Heft 7, S. 550–563

Cox 1972

COX, D. R.: Regression Models and Life-Tables. In: *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 34 (1972), Heft 2, S. 187–220

Cox 1975

COX, D. R.: Partial Likelihood. In: *Biometrika* 62 (1975), Heft 2, S. 269–276

Cox u. Oakes 1984

COX, D. R.; OAKES, D.: *Analysis of Survival Data*. Boca Raton: Chapman & Hall, 1984

Cox u. Snell 1989

COX, D. R.; SNELL, E. J.: *Analysis of Binary Data*. 2. Aufl. London, New York: Chapman & Hall, 1989

Cramer 2008

CRAMER, J.: Kfz-Direktversicherer in Deutschland – ein Erfolgsmodell? In: *Versicherungswirtschaft* 63 (2008), Heft 6, S. 452–457

Czado u. Rudolph 2002

CZADO, C.; RUDOLPH, F.: Application of Survival Analysis Methods to Long-term Care Insurance. In: *Insurance: Mathematics & Economics* 31 (2002), S. 395–413

De Jong u. Heller 2008

DE JONG, P.; HELLER, G. Z.: *Generalized Linear Models for Insurance Data*. New York: Cambridge University Press, 2008

Deutsche Automobil Treuhand GmbH [DAT] 2008

DEUTSCHE AUTOMOBIL TREUHAND GMBH [DAT]: *Kfz-Betrieb (Dossier): DAT-Report 2008*. Ostfildern: Deutsche Automobil Treuhand GmbH, 2008

Dohmen 2004

DOHMEN, C.: Autoversicherer: Angst vor dem großen Kampf. In: *Handelsblatt* 254, 30./31.12.2004 (2004)

Doll 2008

DOLL, T.: Kfz-Versicherung 2009: Service auf der Überholspur. In: *Zeitschrift für Versicherungswesen* 59 (2008), Heft 23, S. 791–792

Eling u. Luhnen 2008

ELING, M.; LUHNEN, M.: Understanding Price Competition in German Motor Insurance/ Institute of Insurance Economics, University St. Gallen. St. Gallen, 2008 (58). – Working Paper on Risk Management and Insurance

Erdönmez u. a. 2006

ERDÖNMEZ, M.; GERBER, M.; NÜTZENADEL, C.: Pricing-Strategien in der Motorfahrzeug-Versicherung/ Institut für Versicherungswirtschaft der Universität St. Gallen. St. Gallen, 2006 (12/2006). – I.VW-Studien

Eurich 2001

EURICH, A.: *Bestandskundenmarketing von Versicherungsunternehmen*. Lohmar: Eul, 2001

Fahrmeir u. a. 1996a

FAHRMEIR, L.; HAMERLE, A.; TUTZ, G.: Kategoriale und generalisierte lineare Regression. In: FAHRMEIR, L. (Hrsg.); HAMERLE, A. (Hrsg.); TUTZ, G. (Hrsg.): *Multivariate statistische Verfahren*. 2. Aufl. Berlin, New York: Walter de Gruyter, 1996, S. 239–299

Fahrmeir u. a. 1996b

FAHRMEIR, L.; HAMERLE, A.; TUTZ, G.: Regressionsmodelle zur Analyse von Verweildauern. In: FAHRMEIR, L. (Hrsg.); HAMERLE, A. (Hrsg.); TUTZ, G. (Hrsg.): *Multivariate statistische Verfahren*. 2. Aufl. Berlin, New York: Walter de Gruyter, 1996, S. 301–356

Fahrmeir u. Tutz 2001

FAHRMEIR, L.; TUTZ, G.: *Multivariate Statistical Modelling Based on Generalized Linear Models*. 2. Aufl. New York: Springer, 2001

Farny 2006

FARNY, D.: *Versicherungsbetriebslehre*. 4. Aufl. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 2006

Felenbok 1993

FELENBOK, J.-P.: *Strategisches Kunden- und Kundenbindungsmanagement*

– Erfolgsfaktoren in der Versicherungswirtschaft. In: LEHMANN, A. (Hrsg.); RUF, S. (Hrsg.): *Kundenpflege mit Strategie – Perspektiven des Kundenstammmarketing*. St. Gallen, 1993, S. 55–65

Finsinger u. a. 1987

FINSINGER, J.; GRÜNE-HENZE, R.; VON DER SCHULENBURG, J.-M. G.: Zum Verhalten der Nachfrager auf dem Kraftfahrzeughaftpflichtmarkt. In: *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 76 (1987), Heft 4, S. 667–684

Freyland u. a. 1999

FREYLAND, B.; HERRMANN, A.; HUBER, F.: Warum sind zufriedene Kunden nicht treu? In: *Versicherungswirtschaft* 54 (1999), Heft 23, S. 1744–1747

Fromme 2008

FROMME, H.: Online-Autoversicherung boomt. In: *Financial Times Deutschland* 05.11.2008 (2008)

Fürstenwerth u. Weiß 2001

FÜRSTENWERTH, F.; WEISS, A.: *Versicherungs-Alphabet: Begriffserläuterungen der Versicherung aus Theorie und Praxis*. 10. Aufl. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 2001

Gandy u. a. 2004

GANDY, A.; JENSEN, U.; LÜTKEBOHMERT, C.: *Survival Analysis Applied to an Actuarial Problem/ Institute of Applied Mathematics and Statistics, University of Hohenheim*. Stuttgart, 2004. – Forschungsbericht

Garczorz 2004

GARCZORZ, I.: *Adoption von Online-Banking-Services: Determinanten aus Sicht der Kunden*. Wiesbaden: Deutscher Universitätsverlag, 2004

Gas 2001

GAS, B.: Deregulierung in der Autoversicherung und ihre Folgen. In: *Aktuelle Fragen in der Versicherungswirtschaft*. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 2001 (3), S. 71–80

Gericke 2001

GERICKE, S. H.: *Customer Relationship Management in der Assekuranz unter besonderer Berücksichtigung neuer Verfahren und moderner Informationstechnologie – Ziele, Nutzen, Inhalt und Umsetzung*. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 2001

Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V. [GDV] 1998

GESAMTVERBAND DER DEUTSCHEN VERSICHERUNGSWIRTSCHAFT E.V.

[GDV]: *Kraftfahrtversicherung: Bruttoergebnisse des inländischen Direktgeschäftes 1996-2007*. Berlin: Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V., 1998-2008

Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V. [GDV] 2002

GESAMTVERBAND DER DEUTSCHEN VERSICHERUNGSWIRTSCHAFT E.V.
[GDV]: *Bruttobeitragseinnahmen des deutschen Direktgeschäftes 2001 (Schaden- und Unfallversicherung)*. Berlin: Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V., 2002

Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V. [GDV] 2003a

GESAMTVERBAND DER DEUTSCHEN VERSICHERUNGSWIRTSCHAFT E.V.
[GDV]: *Neue Regionalstatistik 2002-2007*. Berlin, 2003-2008. – Pressedienst der Versicherungswirtschaft

Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V. [GDV] 2003b

GESAMTVERBAND DER DEUTSCHEN VERSICHERUNGSWIRTSCHAFT E.V.
[GDV]: *Typklassen in der Autoversicherung 2002-2007*. Berlin, 2003-2008. – Pressedienst der Versicherungswirtschaft

Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V. [GDV] 2008a

GESAMTVERBAND DER DEUTSCHEN VERSICHERUNGSWIRTSCHAFT E.V.
[GDV]: *Bruttobeitragseinnahmen des inländischen Direktgeschäftes 2007 (Schaden- und Unfallversicherung)*. Berlin: Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V., 2008

Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V. [GDV] 2008b

GESAMTVERBAND DER DEUTSCHEN VERSICHERUNGSWIRTSCHAFT E.V.
[GDV]: *Jahrbuch 2008: Die deutsche Versicherungswirtschaft*. Berlin: Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V., 2008

Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V. [GDV] 2008c

GESAMTVERBAND DER DEUTSCHEN VERSICHERUNGSWIRTSCHAFT E.V.
[GDV]: *Statistisches Taschenbuch der Versicherungswirtschaft 2008*. Berlin: Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e.V., 2008

Giudici 2003

GIUDICI, P.: *Applied Data Mining: Statistical Methods for Business and Industry*. Chichester: John Wiley & Sons, 2003

Görgen 2007

GÖRGEN, F.: *Versicherungsmarketing: Strategien, Instrumente und Controlling*. 2. Aufl. Stuttgart: Kohlhammer, 2007

Grabmeier 2006

GRABMEIER, J.: Eine goldene Regel für die Modellierung von Daten zur Erstellung von Data-Mining-Klassifikationsmodellen unter besonderer Berücksichtigung von Problemstellungen in der Versicherungswirtschaft. In: *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 95 (2006), Heft 1, S. 75–89

Greene 2003

GREENE, W. H.: *Econometric Analysis*. 5. Aufl. New Jersey: Prentice Hall International, 2003

Griffin 2002

GRIFFIN, J.: *Customer Loyalty: How to Earn It, How to Keep It*. 2. Aufl. San Francisco: Jossey-Bass Business & Management, 2002

Griffin u. Lowenstein 2001

GRIFFIN, J.; LOWENSTEIN, M. W.: *Customer Win-Back: How to Recapture Lost Customers – And Keep Them Loyal*. San Francisco: Jossey-Bass Business & Management, 2001

Grimshaw u. a. 2001

GRIMSHAW, S.; McDONALD, J.; MCQUEEN, G.; THORLEY, S.: Testing for Duration Dependence with Discrete Data/ Brigham Young University. 2001. – Forschungsbericht

Grothe u. Lohse 2003

GROTHER, T.; LOHSE, U.; SCHULENBURG, J.-M. G. d. (Hrsg.): *Kundenbindungsmanagement für Versicherungsunternehmen*. Göttingen: Cuvillier, 2003 (Schriftenreihe des Instituts für Versicherungsbetriebslehre der Universität Hannover)

Gschlössl 2002

GSCHLÖSSL, S.: München, Technische Universität München, Neuere statistische Methoden in der Pflegeversicherung. Diplomarbeit, 2002

Guillen u. a. 2003a

GUILLEN, M.; NIELSEN, J. P.; PARNER, J.; PEREZ-MARIN, A. M.: The Analysis of Customer Survival Time in the Insurance Company after a Policy Cancellation. In: *7th Meeting on Insurance: Mathematics and Economics, June 25–27, 2003*. Lyon, 2003

Guillen u. a. 2006

GUILLEN, M.; NIELSEN, J. P.; SCHEIKE, T.; PEREZ-MARIN, A. M.: Time-varying Effects When Analysing Customer Lifetime Duration: Application to the Insurance Market. In: *10th International Congress on Insurance: Mathematics and Economics, July 18-20, 2006*. Leuven, 2006

Guillen u. a. 2003b

GUILLEN, M.; PARNER, J.; DENSGSOE, C.; PEREZ-MARIN, A. M.: Using Logistic Regression Models to Predict and Understand why Customers Leave an Insurance Company. In: SHAPIRO, A. F. (Hrsg.); JAIN, L. C. (Hrsg.): *Intelligent and Other Computational Techniques in Insurance: Theory and Applications* Bd. 6. Singapore: World Scientific Pub. Co., 2003, S. 465–492

Guo 1993

GUO, G.: Event-history analysis for left-truncated data. In: *Sociological Methodology* 23 (1993), S. 217–243

Haas 2007

HAAS, A.: K-Versicherung: Die Zeichen stehen auf Wettbewerb. In: *Versicherungswirtschaft* 62 (2007), Heft 17, S. 1446

Hagen 2008

HAGEN, J.: Kfz-Versicherung: Meister aller Klassen. In: *Capital* (2008), Heft 14, S. 120–125

Haller u. Maas 2004

HALLER, M.; MAAS, P.: Kunde als Risiko? – Das Customer-Value-Konzept als Herausforderung der Versicherer. In: ALBRECHT, P. (Hrsg.); LORENZ, E. (Hrsg.); RUDOLPH, B. (Hrsg.): *Risikoforschung und Versicherung – Festschrift für Elmar Helten zum 65. Geburtstag*. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft e.V., 2004, S. 179–214

Hamerle 1987

HAMERLE, A.: Der „Event-History-Ansatz“ zur Modellierung von Diffusions- und allgemeinen Kaufentscheidungsprozessen. In: *Marketing – Zeitschrift für Forschung und Praxis* 10 (1987), Heft 4, S. 248–256

Hamerle 1991

HAMERLE, A.: On the Treatment of Interrupted Spells and Initial Conditions in Event History Analysis. In: *Sociological Methods & Research* 19 (1991), Heft 3, S. 388–414

Hamerle u. Tutz 1989

HAMERLE, A.; TUTZ, G.: *Diskrete Modelle zur Analyse von Verweildauer und Lebenszeiten*. Frankfurt am Main, New York: Campus-Verlag, 1989

Hanley u. McNeill 1982

HANLEY, J. A.; MCNEILL, B. J.: The Meaning and Use of the Area under a Receiver Operating Characteristic (ROC) Curve. In: *Diagnostic Radiology* 143 (1982), Heft 1, S. 29–36

Harrell, Jr. 2001

HARRELL, JR., F. E.: *Regression Modeling Strategies: With Applications to Linear Models, Logistic Regression, and Survival Analysis*. New York: Springer, 2001

Harrison u. Ansell 2002

HARRISON, T.; ANSELL, J.: Customer Retention in the Insurance Industry: Using Survival Analysis to Predict Cross-Selling Opportunities. In: *Journal of Financial Services Marketing* 6 (2002), Heft 3, S. 229–239

Heckman u. Singer 1984

HECKMAN, J. J.; SINGER, B.: Econometric Duration Analysis. In: *Journal of Econometrics* 24 (1984), Heft 1–2, S. 63–132

Heep-Altiner u. Klemmstein 2001

HEEP-ALTINER, M.; KLEMMSTEIN, M.: *Versicherungsmathematische Anwendungen in der Praxis – mit Schwerpunkt Kraftfahrt und Allgemeine Haftpflicht*. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 2001

Hippner u. Wilde 2001

HIPPNER, H.; WILDE, K.: Der Prozess des Data Mining im Marketing. In: HIPPNER, H. (Hrsg.); KÜSTERS, U. (Hrsg.); MEYER, M. (Hrsg.); WILDE, K. (Hrsg.): *Handbuch Data Mining im Marketing: Knowledge Discovery in Marketing Databases*. Braunschweig/ Wiesbaden: Vieweg/ Gabler, 2001, S. 53–123

Hirschman 1974

HIRSCHMAN, A. O.: *Abwanderung und Widerspruch. Reaktionen auf Leistungsabfall bei Unternehmungen, Organisationen und Staaten*. Tübingen: J.C.B. Mohr (Paul Siebeck), 1974

Homburg u. Schäfer 1999

HOMBURG, C.; SCHÄFER, H.: Customer Recovery: Profitabilität durch systematische Rückgewinnung von Kunden/ Institut für marktorientierte Unternehmensführung, Universität Mannheim. Mannheim, 1999 (M 39). – Arbeitspapier

Hosmer u. Lemeshow 1999

HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S.: *Applied Survival Analysis*. New York: John Wiley & Sons, 1999

Hosmer u. Lemeshow 2000

HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S.: *Applied Logistic Regression*. 2. Aufl. New York: John Wiley & Sons, 2000

Hougaard 2000

HOUGAARD, P.: *Analysis of Multivariate Survival Data*. New York: Springer, 2000

Hougaard u. a. 1994

HOUGAARD, P.; MYGLEGAARD, P.; BORCH-JOHNSEN, K.: Heterogeneity Models of Disease Susceptibility, with Application to Diabetic Nephropathy. In: *Biometrics* 50 (1994), Heft 4, S. 1178–1188

Hüppelshäuser u. a. 2006

HÜPPELSHÄUSER, M.; KRAFFT, M.; RÜGER, E.: Hazard-Raten-Modelle im Marketing. In: *Marketing – Zeitschrift für Forschung und Praxis* 28 (2006), Heft 3, S. 197–210

Hur u. Lim 2005

HUR, Y.; LIM, S.: Customer Churning Prediction Using Support Vector Machines in Online Auto Insurance Service. In: WANG, J. (Hrsg.); LIAO, X. (Hrsg.); YI, Z. (Hrsg.): *Advances in Neural Networks – ISNN 2005: Second International Symposium on Neural Networks, May 30 - June 1, 2005* Bd. 3497. Chongqing, China: Springer, 2005, S. 928–933

IMWF Institut für Management- und Wirtschaftsforschung u. VHV Versicherungen 2008

IMWF INSTITUT FÜR MANAGEMENT- UND WIRTSCHAFTSFORSCHUNG; VHV VERSICHERUNGEN: *Trendstudie Kfz-Versicherung 2009 – Wechselbereitschaft 2009*. Hamburg: Faktenkontor GmbH, 2008

Jenkins 1995

JENKINS, S. P.: Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57 (1995), Heft 1, S. 129–137

Jenkins 2005

JENKINS, S. P.: Survival Analysis/ Institute for Social and Economic Research, University of Essex. Colchester, UK, 2005. – Unpublished manuscript

Jensen 2002

JENSEN, H.: *Analysis of Multivariate Survival Data from Longitudinal Epidemiological Studies – with Special Reference to the Impact of Routine Immunisations in Infancy*. Copenhagen: Danish Epidemiology Science Centre, University of Copenhagen, 2002. – Ph.D. Dissertation

Jensen u. a. 2004

JENSEN, H.; BROOKMEYER, R.; AABY, P.; ANDERSEN, P.K.: Shared Frailty Model for Left-Truncated Multivariate Survival Data/ Department of Epidemiology Research, University of Copenhagen. Copenhagen, 2004 (04/2). – Research Report

Joho 1996

JOHO, C.: *Ein Ansatz zum Kundenbindungsmanagement für Versicherer*. Bern: Haupt, 1996

Kaas u. a. 2001

KAAS, R.; GOOVAERTS, M.; DHAENE, J.; DENUIT, M.: *Modern Actuarial Risk Theory*. New York, Boston: Kluwer Academic Publishers, 2001

Kahlenberg 2005

KAHLENBERG, J.: *Storno und Profitabilität in der Privathaftpflichtversicherung: Eine Anwendung unter Verwendung von univariaten und bivariaten verallgemeinerten linearen Modellen*. Aachen: Shaker Verlag, 2005

Kalbfleisch u. Lawless 1992

KALBFLEISCH, J. D.; LAWLESS, J. F.: Some Useful Statistical Methods for Truncated Data. In: *Journal of Quality Technology* 24 (1992), Heft 3, S. 145–152

Kalbfleisch u. Prentice 2002

KALBFLEISCH, J. D.; PRENTICE, R. L.: *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. 2. Aufl. New York: John Wiley & Sons, 2002

Kaplan u. Meier 1958

KAPLAN, E. L.; MEIER, P.: Nonparametric Estimation from Incomplete Observations. In: *American Statistical Association Journal* (1958), S. 457–481

Keiding u. a. 1998

KEIDING, N.; ANDERSEN, C.; FLEDELIUS, P.: The Cox Regression Model for Claims Data in Non-Life Insurance. In: *Astin Bulletin* 28 (1998), Heft 1, S. 95–118

Kiefer 1988

KIEFER, N. M.: Economic Duration Data and Hazard Functions. In: *Journal of Economic Literature* 26 (1988), S. 646–679

Klein u. Moeschberger 2003

KLEIN, J. P.; MOESCHBERGER, M. L.: *Survival Analysis. Techniques for Censored and Truncated Data*. 2. Aufl. New York, Berlin, Heidelberg: Springer, 2003

Knospe 2006

KNOSPE, J.: Kfz-Versicherung: Preiskampf um Marktanteile. In: *Versicherungsmagazin* (2006), Heft 9, S. 14–21

Knospe 2008

KNOSPE, J.: Kfz-Direktversicherer nicht zu bremsen. In: *Versicherungswirtschaft* 63 (2008), Heft 11, S. 925–926

Kowalski u. Kusitzky 2008

KOWALSKI, M.; KUSITZKY, A.: Versicherung: Der große Knall kommt im Schadensfall. In: *Focus* 03.11.2008 (2008), Heft 45, S. 198–208

Kraftfahrt-Bundesamt [KBA] 2008a

KRAFTFAHRT-BUNDESAMT [KBA]: *Neuzulassungen in den Jahren 1950 bis 2007 nach Fahrzeugklassen*. Flensburg: Kraftfahrt-Bundesamt, 2008

Kraftfahrt-Bundesamt [KBA] 2008b

KRAFTFAHRT-BUNDESAMT [KBA]: *Pressemitteilung Nr. 4/2008: Fahrzeugbestand am 1. Januar 2008*. Flensburg: Kraftfahrt-Bundesamt, 2008

Krah 2007

KRAH, E.: Zwischen Kaffee und Kohl: Im Versicherungsvertrieb herrscht Hochstimmung. In: *Versicherungsmagazin* (2007), Heft 3, S. 14–20

Kruse 1997

KRUSE, O.: *Modelle zur Analyse und Prognose des Schadenbedarfs in der Kraftfahrzeug-Haftpflichtversicherung*. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 1997

Kurtenbach u. a. 1995

KURTENBACH, W.; KÜHLMANN, K.; KÄSSLER-PAWELKA, G.: *Versicherungsmarketing: Eine praxisorientierte Einführung in das Marketing für Versicherungen und ergänzende Finanzdienstleistungen*. 4. Aufl. Frankfurt am Main: Fritz Knapp Verlag, 1995

Lagakos 1979

LAGAKOS, S. W.: General Right Censoring and Its Impact on the Analysis of Survival Data. In: *Biometrics* 35 (1979), S. 139–156

Lammers 2006

LAMMERS, U.: *Kraftfahrtversicherung: Produktorientierte Qualifikationen*. 3. Aufl. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 2006

Lancaster 1990

LANCASTER, T.: *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990

Larivière u. van den Poel 2004

LARIVIÈRE, B.; VAN DEN POEL, D.: Investigating the role of product features in preventing customer churn, by using survival analysis and choice modelling: The case of financial services. In: *Expert Systems with Applications* 27 (2004), Heft 2, S. 277–285

Lawless 2003

LAWLESS, J. F.: *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*. 2. Aufl. New York: Wiley & Sons, 2003

Lehmann 1989

LEHMANN, A.: *I-VW-Schriftenreihe*. Bd. 23: *Dienstleistungsmanagement zwischen industriell-orientierter Produktion und zwischenmenschlicher Interaktion – Reflexe in der Versicherung*. St. Gallen: Institut für Versicherungswirtschaft an der Hochschule St. Gallen, 1989

Lehmann u. Ruf 1993

LEHMANN, A.; RUF, S.: Neuorientierung im Versicherungsmarketing: von der Neukundenakquisition zur Bestandskundenpflege. In: LEHMANN, A. (Hrsg.); RUF, S. (Hrsg.): *Kundenpflege mit Strategie: Perspektiven des Kundenstamm-Marketing*. St. Gallen: I.VW, 1993, S. 29–41

Lie u. a. 2004

LIE, S. A.; ENGESAETER, L. B.; HAVELIN, L. I.; GJESSING, H. K.; VOLLSET, S. E.: Dependency issues in survival analysis of 55 782 primary hip replacements from 47 355 patients. In: *Statistics in Medicine* 23 (2004), Heft 20, S. 3227–3240

Lier 2007a

LIER, M.: Autoversicherung bleibt hart umkämpft. In: *Handelsblatt* 22.10.2007 (2007)

Lier 2007b

LIER, M.: Vom heißen Herbst der Autoversicherer profitieren. In: *VDI-nachrichten* 19.10.2007 (2007)

Lier 2008a

LIER, M.: Augen auf bei Vertragsabschluss. In: *Handelsblatt* 27.10.2008 (2008)

Lier 2008b

LIER, M.: Kampf der Autoversicherer. In: *Handelsblatt* 08.01.2008 (2008)

Ling u. Li 1998

LING, C. X.; LI, C.: Data Mining for Direct Marketing Problems and Solutions. In: *Proceedings of the Fourth International Conference on Knowledge Discovery and Data Mining (KDD-98)*. New York: American Association for Artificial Intelligence (AAAI) Press, 1998, S. 73–79

Litfin 2000

LITFIN, T.: *Adoptionsverfahren - Empirische Analyse am Beispiel eines innovativen Telekommunikationsdienstes*. Wiesbaden: Deutscher Universitätsverlag (DUV), 2000

Looft 2007

LOOFT, M.: Einträgliches Neugeschäft in der Kfz-Versicherung gewinnen. In: *Versicherungswirtschaft* 62 (2007), Heft 15, S. 1226–1229

Maas 2001

MAAS, P.: Von „P“ zu „C“: Customer Value als strategischer Fokus für das Management von Dienstleistungsunternehmen. In: MAAS, P. (Hrsg.): *Integriertes Dienstleistungs-Management: Auf dem Weg zum Customer Value*. St. Gallen: Institut für Versicherungswirtschaft der Universität St. Gallen, 2001, S. 44–62

Malthouse 2001

MALTHOUSE, E. C.: Assessing the Performance of Direct Marketing Scoring Models. In: *Journal of Interactive Marketing* 15 (2001), Heft 1, S. 49–62

Mann u. Whitney 1947

MANN, H. B.; WHITNEY, D. R.: On a Test of Whether one of Two Random Variables is Stochastically Larger than the Other. In: *Annals of Mathematical Statistics* 18 (1947), Heft 1, S. 50–60

Maul 1994

MAUL, A.: A Discrete Time Logistic Regression Model for Analyzing Censored Survival Data. In: *Environmetrics* 5 (1994), Heft 2, S. 145–157

McFadden 1974

McFADDEN, D.: Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In: ZAREMBKA, P. (Hrsg.): *Frontiers in Econometrics*. New York: Academic Press, 1974, S. 105–142

Meffert 1995

MEFFERT, H.: Was versteht man unter Kundenwert? In: *Handelsblatt, Sonderheft 1995, Berufsinformation und Stellenmarkt*, (1995), S. 7–8

Meyer 2001

MEYER, A.; NET, Deutsche Post W. (Hrsg.): *Kundenmonitor Deutschland 2001 – Qualität und Kundenorientierung*. München: ServiceBarometer, 2001

Meyer 1990

MEYER, B. D.: Unemployment insurance and unemployment spells. In: *Econometrica* 58 (1990), Heft 4, S. 757–782

Meyer u. Roos 1998

MEYER, G.; ROOS, U.: Kundenorientierung und Kundenbindung aus Sicht einer Versicherung. In: MÜLLER, S. (Hrsg.); STROTHMANN, H. (Hrsg.): *Kundenzufriedenheit und Kundenbindung. Strategien und Instrumente von Finanzdienstleistern*. München: Beck, 1998, S. 131–143

Michalski 2002

MICHALSKI, S.: *Kundenabwanderungs- und Kundenrückgewinnungsprozesse: Eine theoretische und empirische Untersuchung am Beispiel von Banken*. Wiesbaden: Gabler, 2002

Miebach 1990

MIEBACH, F. W.: *Einführung in die Kraftfahrtversicherung*. 3. Aufl. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 1990

Morawetz 2004

MORAWETZ, M.: Datenpooling in der Kfz-Versicherung – Aufbruch zu Phase zwei? In: *Assets & Liabilities* (2004), Heft 2, S. 2–6

Morawetz 2008

MORAWETZ, M.: Zeit des Erwachens? Die deutsche Kraftfahrtversicherung im Jahr 2008. In: *Versicherungswirtschaft* 63 (2008), Heft 9, S. 738–740

Morik u. Köpcke 2004

MORIK, K.; KÖPCKE, H.: Analysing Customer Churn in Insurance Data – A Case Study. In: BOULICAUT, J.-F. (Hrsg.); ESPOSITO, F. (Hrsg.); GIANNOTTI, F. (Hrsg.); PEDRESCHI, D. (Hrsg.): *Knowledge Discovery in Databases: PKDD*

2004, 8th European Conference on Principles and Practice of Knowledge Discovery in Databases, Pisa, Italy, September 20-24, 2004, Proceedings Bd. 3202, Springer, 2004 (Lecture Notes in Computer Science), S. 325–336

Mosler 2003

MOSLER, K.: Mixture Models in Econometric Duration Analysis. In: *Applied Stochastic Models in Business and Industry* 19 (2003), Heft 2, S. 91–104

MSR Consulting Group 2003

MSR CONSULTING GROUP: Jeder sechste Versicherte will an Versicherungen sparen/ MSR Consulting Group. Köln, 2003. – Pressemitteilung vom 13.08.2003

Müller 2008

MÜLLER, A.: Die Schere schließt sich. In: *Autohaus (Jahresdossier): Schadenbusiness – Kfz-Assekuranz* (2008), Heft 20, S. 18–24

Müller 2003

MÜLLER, D.: Kundenbindungsprogramme in der Versicherungswirtschaft. In: *Kundenbindung durch Unternehmens- und Markenführung: 1993–2002, 10 Jahre Leibniz Forum der Hamburger Feuerkasse*. Hamburg: Hamburger Feuerkasse, 2003, S. 206–213

Müringer 2005

MÜRINGER, A.: *Die Tarifbestimmungen für die Kraftfahrtversicherung (TB): Eine Anleitung für die Praxis*. Wiesbaden: Gabler Verlag, 2005

Nader 1995

NADER, G.: *Zufriedenheit mit Finanzdienstleistungen: Erfolgswirksamkeit, Messung und Modellierung*. Wien, New York: Springer, 1995

Nagelkerke 1991

NAGELKERKE, N. J. D.: A note on a general definition of the coefficient of determination. In: *Biometrika* 78 (1991), Heft 3, S. 691–692

Neeb 1999

NEEB, H.-P.: Einsatzmöglichkeiten von ausgewählten Data Mining Verfahren im Bereich Financial Services/ Institut für Entscheidungstheorie und Unternehmensforschung, Universität Karlsruhe. Karlsruhe, 1999. – Unveröffentlichte Diplomarbeit

Neslin u. a. 2006

NESLIN, S. A.; GUPTA, S.; KAMAKURA, W.; LU, J.; MASON, C.: Defection Detection: Improving Predictive Accuracy of Customer Churn Models. In: *Journal of Marketing Research* 18 (2006), Heft 2, S. 204–211

Niessen 2008

NIESSEN, G.: Tarifentwicklung im Privatkundengeschäft: Wenn Schadenbedarf und Profitabilität nicht verlässlich prognostiziert werden können. In: *Versicherungswirtschaft* 63 (2008), Heft 21, S. 1790–1797

o. V. 2004a

o. V.: Autoversicherung wird dieses Jahr nicht teurer – Verband erwartet stabilen Gewinn. In: *Handelsblatt* 127, 05.07.2004 (2004)

o. V. 2004b

o. V.: Jeder zehnte kündigt Police. In: *Frankfurter Allgemeine Zeitung* 271, 19.11.2004 (2004)

o. V. 2008a

o. V.: Die aktuelle Situation in der Kraftfahrt-Versicherung. In: *Versicherungswirtschaft* 63 (2008), Heft 14, S. 1218–1219

o. V. 2008b

o. V.: GDV: Versicherer beherrschen Finanzkrise. In: *Versicherungswirtschaft* 63 (2008), Heft 8, S. 653–655

o. V. 2008c

o. V.: Kfz-Versicherung: Kulanz gefragt. In: *Versicherungswirtschaft* 63 (2008), Heft 22, S. 1872

o. V. 2008d

o. V.: CO₂-Ausstoss: Sprithungrige zahlen mehr. In: *Focus* 22.09.2008 (2008), Heft 39, S. 14

Panitz 2008

PANITZ, L.: Neue Kfz-Versicherung kann viel Geld sparen. In: *Die Welt* 13.10.2008 (2008)

Peill u. Schönwald 2008

PEILL, E.; SCHÖNEWALD, M.: Neukundengewinnung mit System: Wie die Ausschließlichkeit zu mehr Wachstum beitragen kann. In: *Versicherungswirtschaft* 63 (2008), Heft 21, S. 1830–1834

Peter 1997

PETER, S. I.: *Kundenbindung als Marketingziel – Identifikation und Analyse zentraler Determinanten*. Wiesbaden: Gabler, 1997

Petersen 1991

PETERSEN, T.: The Statistical Analysis of Event Histories. In: *Sociological Methods & Research* 19 (1991), Heft 3, S. 270–323

Pfauntsch 2008

PFAUNTSCH, W. K.: Fairplay im Schadenmanagement. In: *Autohaus (Jahresdossier): Schadenbusiness – Kfz-Assekuranz* (2008), Heft 20, S. 30–32

Pleines 2008

PLEINES, T.: Versicherer müssen ihre Kunden binden. In: *Börsen-Zeitung* 15.04.2008 (2008)

Pohl 2007

POHL, E.: Sinkende Beiträge, steigende Schäden. In: *Versicherungswirtschaft* 62 (2007), Heft 14, S. 1154–1155

Pohl u. a. 2008

POHL, S.; SIEMS, O.; VOGELANG, J.: Wege aus dem Preiswettbewerb: Kfz-Versicherung: Ist eine Trennung der Vertragslaufzeit von der Kalenderzeit ratsam? In: *Versicherungswirtschaft* 63 (2008), Heft 1, S. 10–12

Prentice u. Gloeckler 1978

PRENTICE, R. L.; GLOECKLER, L. A.: Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data. In: *Biometrics* 34 (1978), Heft 1, S. 57–67

Psychonomics AG 2007

PSYCHONOMICS AG: *Finanzvertrieb im Automobilhandel: Händlererwartungen an Finanzierungs- sowie Versicherungsprodukte und Services*. Köln: Psychonomics AG, 2007

Radtko 2008

RADTKE, M.: *Grundlagen der Kalkulation von Versicherungsprodukten in der Schaden- und Unfallversicherung*. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 2008

Raftery 1995

RAFTERY, A.: Bayesian Model Selection in Social Research. In: *Sociological Methodology* 25 (1995), Heft 1, S. 111–163

Reichheld 1993

REICHHELD, F. F.: Loyalty-Based Management. In: *Harvard Business Review* 71 (1993), Heft 2, S. 64–73

Reichheld u. Sasser Jr. 2003

REICHHELD, F. F.; SASSER JR., E. W.: Zero-Migration: Dienstleister im Sog der Qualitätsrevolution. In: BRUHN, M. (Hrsg.); HOMBURG, C. (Hrsg.): *Handbuch*

Kundenbindungsmanagement: Strategien und Instrumente für ein erfolgreiches CRM. 4. Aufl. Wiesbaden: Gabler, 2003, S. 147–161

Reichheld u. Sasser Jr. 1990

REICHHELD, F. F.; SASSER JR., W. E.: Zero Defections: Quality Comes to Services. In: *Harvard Business Review* 68 (1990), Heft 5, S. 105–111

Reime 2003

REIME, R.: Versicherungswirtschaft im Wandel. In: *Kundenbindung durch Unternehmens- und Markenführung: 1993–2002, 10 Jahre Leibniz Forum der Hamburger Feuerkasse.* Hamburg: Hamburger Feuerkasse, 2003, S. 174–185

Reuss 2002

REUSS, A.: Statistical Prediction of Cancellation Behavior among Holders of Motor Insurance Contracts in Germany/ Fakultät für Mathematik und Wirtschaftswissenschaften, Sektion Aktuarwissenschaften, Universität Ulm. Ulm, 2002. – Unveröffentlichte Diplomarbeit

Reuss u. Zwiesler 2004

REUSS, A.; ZWIESLER, H.-J.: Stornoanalyse in einem Unfallversicherungsbestand. In: BEYER, D. (Hrsg.); ORTSEIFEN, C. (Hrsg.): *Proceedings der 8. Konferenz der SAS-Anwender in Forschung und Entwicklung (KSFE), 26.-27. Februar 2004, Fachhochschule Schmalkalden.* Aachen: Shaker, 2004, S. 265–276

Riege 1990

RIEGE, J.: Das Versicherungsprodukt. In: *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 79 (1990), Heft 3, S. 403–470

Rudolph 2000

RUDOLPH, F.: München, Technische Universität München, Anwendungen der Überlebenszeitanalyse in der Pflegeversicherung. Diplomarbeit, 2000

Rüger 2003

RÜGER, Edith: *Churn Management im Kontext des Relationship Marketing - Am Beispiel eines Internet-Dienstleisters.* Vallendar, 2003

Schäfer 2000

SCHÄFER, H.: Kundenbindung in der Versicherungswirtschaft – neo-institutionenökonomische Analyse und marketingpolitische Ansatzpunkte. In: *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 89 (2000), Heft 1, S. 89–120

Scheike u. Jensen 1997

SCHEIKE, T. H.; JENSEN, T. K.: A Discrete Survival Model with Random

Effects: An Application to Time to Pregnancy. In: *Biometrics* 53 (1997), S. 318–329

Scheike u. Keiding 2006

SCHEIKE, T. H.; KEIDING, N.: Design and analysis of time-to-pregnancy. In: *Statistical Methods in Medical Research* 15 (2006), Heft 2, S. 127–140

Schickling 2008

SCHICKLING, T.: Heißer Herbst: Wer bis zum 30. November den Versicherer wechselt, kann Hunderte Euro an Prämie sparen. In: *Focus-Money* 05.11.2008 (2008), Heft 46, S. 62–69

Schlesinger u. von der Schulenburg 1993

SCHLESINGER, H.; VON DER SCHULENBURG, J.-M. G.: Customer Information and Decisions to Switch Insurers. In: *The Journal of Risk and Insurance* 60 (1993), Heft 4, S. 591–615

Schlüter 2008

SCHLÜTER, R.: Kfz-Versicherung: Spiel ohne Gewinner. In: *Versicherungsmagazin* (2008), Heft 9, S. 50–55

Schmidt-Gallas u. a. 2005

SCHMIDT-GALLAS, D.; LAUSZUS, D.; BURGER, V.: Wege aus der Preisfalle: Das Preisproblem in Kfz ist hausgemacht. In: *Versicherungswirtschaft* 60 (2005), Heft 22, S. 1736–1739

Schmidt-Kasperek 2008

SCHMIDT-KASPAREK, U.: Wechselzeit für Autofahrer. In: *Öko-Test* (2008), Heft 11, S. 120–125

Schneider u. a. 2001

SCHNEIDER, T.; NELKE, M.; POLONI, M.: Kundenbindung und Abwanderungsprävention: Einführung und Fallbeispiel. In: WIEDMANN, K.-P. (Hrsg.); BUCKLER, F. (Hrsg.): *Neuronale Netze im Marketing-Management*. Wiesbaden: Gabler, 2001, S. 133–163

Schradin 1994

SCHRADIN, H. R.: *Erfolgsorientiertes Versicherungsmanagement: Betriebswirtschaftliche Steuerungskonzepte auf risikotheorietischer Grundlage*. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 1994

Schwarz 1978

SCHWARZ, G.: Estimating the dimensions of a model. In: *The Annals of Statistics* 6 (1978), Heft 2, S. 461–464

Schwickal 2007

SCHWICKAL, U.: Preiskampf mit intelligenten Waffen. In: *Autohaus* (2007), Heft 5, S. 12–17

Sedlacek 2004

SEDLACEK, G.: *Forschungsergebnisse der Wirtschaftsuniversität Wien*. Bd. 4: *Analyse der Studiendauer und des Studienabbruch-Risikos unter Verwendung der statistischen Methoden der Ereignisanalyse*. Frankfurt/ Main: Peter Lang, 2004

Siems 2007

SIEMS, O.: Der K-Markt schrumpft weiter. In: *Zeitschrift für Versicherungsweisen* 58 (2007), Heft 11, S. 352–354

Singer u. Willett 1993

SINGER, J. D.; WILLETT, J. B.: It's About Time: Using Discrete-Time Survival Analysis to Study Duration and the Timing of Events. In: *Journal of Educational Statistics* 18 (1993), Heft 2, S. 155–195

Singer u. Willett 2003

SINGER, J. D.; WILLETT, J. B.: *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*. Oxford: Oxford University Press, 2003

Solon 1985

SOLON, G.: Work Incentive Effects of Taxing Unemployment Benefits. In: *Economica* 53 (1985), Heft 2, S. 295–306

Spatz 1999

SPATZ, R.: *Zeitdiskrete Hazardraten-Modelle für multivariate Verweildauern und Competing Risks*. Berlin: Logos Verlag, 1999

Spencer 1997

SPENCER, T. C.: Understanding Insurance Agency Customer Defections. In: *CPCU Journal* 50 (1997), Heft 2, S. 106–112

Spreeuw 1999

SPREEUW, J.: *Heterogeneity of Hazard Rates in Insurance*. Amsterdam, 1999 (Tinbergen Institute Research Series 210)

Spreeuw u. Goovaerts 1998

SPREEUW, J.; GOOVAERTS, M.: Prediction of claim numbers based on hazard rates. In: *Insurance: Mathematics and Economics* 23 (1998), Heft 1, S. 59–69

Stadler 2008

STADLER, M.: *Die Kfz-Versicherung*. 2. Aufl. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 2008

Statistisches Bundesamt Deutschland [DESTATIS] 2008

STATISTISCHES BUNDESAMT DEUTSCHLAND [DESTATIS]: *Laufende Wirtschaftsrechnungen (LWR): Ausstattung privater Haushalte mit Fahrzeugen in Deutschland 2003-2007*. Statistisches Bundesamt Deutschland, 2008

Stauss u. Friege 1999

STAUSS, B.; FRIEGE, C.: Regeining Service Customers: Costs and Benefits of Regain Management. In: *Journal of Service Research* 1 (1999), Heft 4, S. 347–361

Stauss u. Schöler 2004

STAUSS, B.; SCHÖLER, A.: Beschwerden managen – Kunden halten. In: *Versicherungsmagazin* 51 (2004), Heft 5, S. 14–19

Steria Mummert Consulting AG u. F.A.Z.-Institut 2006

STERIA MUMMERT CONSULTING AG; F.A.Z.-INSTITUT: *Branchenkompass 2006 Versicherungen*. Frankfurt am Main: Boschen Offsetdruck GmbH, 2006

Sticker 2008

STICKER, K.: Bankenkrise, Klimawandel und Demografie – die Kraftfahrtversicherer beschäftigen nicht nur Alltagsprobleme. In: *Versicherungswirtschaft* 63 (2008), Heft 22, S. 1906–1907

Therneau u. Grambsch 2000

THERNEAU, T. M.; GRAMBSCH, P. M.: *Modeling Survival Data: Extending the Cox Model*. New York, Berlin, Heidelberg: Springer, 2000

Thibaut u. Kelley 1959

THIBAUT, J. W.; KELLEY, H. H.: *The Social Psychology of Groups*. New York: John Wiley & Sons, 1959

Thompson, Jr. 1977

THOMPSON, JR., W. A.: On the Treatment of Grouped Observations in Life Studies. In: *Biometrics* 33 (1977), Heft 3, S. 463–470

Tiedtke 2007

TIEDTKE, A.: Kfz-Versicherungen: Service gilt wieder etwas. In: *Versicherungswirtschaft* 62 (2007), Heft 24, S. 2040

Tuma u. Hannan 1979

TUMA, N. B.; HANNAN, M. T.: Approaches to the Censoring Problem in Analysis of Event Histories. In: *Sociological Methodology* 10 (1979), Heft 1, S. 209–240

Tutz 2000

TUTZ, G.: *Die Analyse kategorialer Daten*. München, Wien: R. Oldenbourg Verlag, 2000

Ullmann 2001

ULLMANN, T.: Nur wer Kontakt hält, kann Geschäft schreiben: MSR-Studie: Persönliche Kontakte binden Kunden und steigern Ertrag. In: *Versicherungswirtschaft* 56 (2001), Heft 1, S. 6

Ullmann 2003

ULLMANN, T.: Storno senken – aber wie? Ergebnisse einer Benchmark-Studie der Versicherungswirtschaft und MSR Consulting Group. In: *Versicherungswirtschaft* 58 (2003), Heft 16, S. 1270–1272

Ullmann u. a. 2003

ULLMANN, T.; BOKELMANN, U.; KULLMANN, M.: Kundenzufriedenheit trotz Kostensenkung? Der Einsatz von Prozess-Benchmarking macht es möglich. In: *Versicherungswirtschaft* 56 (2003), Heft 17, S. 1356–1358

Ullmann u. Garbers 2003a

ULLMANN, T.; GARBERS, J.: Storno kann verhindert werden! Ergebnisverbesserung durch Stornosenkung in der Schadenversicherung. In: *Versicherungswirtschaft* 58 (2003), Heft 6, S. 401–403

Ullmann u. Garbers 2003b

ULLMANN, T.; GARBERS, J.: Stornosenkung schlägt Kostensenkung: Massnahmenprogramm zur kurzfristigen Stornosenkung – Bei Einzelaktionen nicht stehen bleiben. In: *Versicherungswirtschaft* 58 (2003), Heft 7, S. 473–475

Ullmann u. Peill 1994

ULLMANN, T.; PEILL, E.: Servicequalität und Kundenzufriedenheit als Schlüssel zum Markterfolg (I). In: *Versicherungswirtschaft* 49 (1994), Heft 19, S. 1266–1271

van den Poel u. Larivière 2004

VAN DEN POEL, D.; LARIVIÈRE, B.: Customer Attrition Analysis for Financial Services Using Proportional Hazard Models. In: *European Journal of Operational Research* 157 (2004), Heft 1, S. 196–217

Vaupel u. a. 1979

VAUPEL, J. W.; MANTON, K. G.; STALLARD, E.: The impact of heterogeneity in individual frailty on the dynamics of mortality. In: *Demography* 16 (1979), Heft 3, S. 439–454

Venohr 1996

VENOHR, B.: Kundenbindungsmanagement als strategisches Unternehmensziel – Leitmotiv für Versicherungsunternehmen. In: *Versicherungswirtschaft* 51 (1996), Heft 6, S. 365–368

Vuk u. Curk 2006

VUK, M.; CURK, T.: ROC Curve, Lift Chart and Calibration Plot. In: *Metodološki zvezki* 3 (2006), Heft 1, S. 89–108

Walter 1998

WALTER, J. T.: *Zur Anwendung von Verallgemeinerten Linearen Modellen zu Zwecken der Tarifierung in der Kraftfahrzeug-Haftpflichtversicherung*. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 1998

Wein 2001

WEIN, T.: *Versicherungswissenschaft in Hannover*. Bd. 14: *Wirkungen der Deregulierung im deutschen Versicherungsmarkt: Eine Zwischenbilanz*. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft, 2001

Westfälische Provinzial Versicherung AG [WPV] 2003

WESTFÄLISCHE PROVINZIAL VERSICHERUNG AG [WPV]: *Allgemeine Bedingungen für die Kraftfahrtversicherung (AKB) und Tarifbestimmungen für die Kraftfahrtversicherung (TB) gültig ab dem 01.10.2003*. Münster: Westfälische Provinzial Versicherung AG, 2003

Westfälische Provinzial Versicherung AG [WPV] 2007

WESTFÄLISCHE PROVINZIAL VERSICHERUNG AG [WPV]: *Allgemeine Bedingungen für die Kraftfahrtversicherung (AKB) und Tarifbestimmungen für die Kraftfahrtversicherung (TB) gültig ab dem 01.09.2007*. Münster: Westfälische Provinzial Versicherung AG, 2007

Westfälische Provinzial Versicherung AG [WPV] 2008

WESTFÄLISCHE PROVINZIAL VERSICHERUNG AG [WPV]: *Geschäftsbericht 2007*. Münster: Westfälische Provinzial Versicherung AG, 2008

Wichert 2007

WICHERT, B.: Kfz-Versicherung: Weg von der „Geiz ist Geil“-Mentalität? In: *VersicherungsJournal Extrablatt* (2007), Heft 10, S. 20–22

Wichert 2008

WICHERT, B.: Kfz-Versicherung: Der Preiskampf geht in die nächste Runde. In: *VersicherungsJournal Extrablatt* (2008), Heft 10, S. 10–12

Wikipedia 2008

WIKIPEDIA: *Orthodrome*. <http://de.wikipedia.org/wiki/Orthodrome>.
Version: 2008, Abruf: 03.12.2008

Wilcoxon 1945

WILCOXON, F.: Individual Comparisons by Ranking Methods. In: *Biometrics Bulletin* 1 (1945), Heft 6, S. 80–83

Williamson 1990

WILLIAMSON, O. E.: *Die ökonomischen Institutionen des Kapitalismus: Unternehmen, Märkte, Kooperationen*. Tübingen: Mohr, 1990

Winkler 1995

WINKLER, H.: Rolle und Funktion des Marketing im Versicherungsunternehmen. In: BACH, P. (Hrsg.): *Aktuelle Entwicklungen im Versicherungsmarketing – September 1995 – Beiträge und Materialien*. Karlsruhe: Verlag Versicherungswirtschaft e.V., 1995 (22), S. 13–33

Wolff 1997

WOLFF, G.: Erfolg durch Kundenorientierung in der Versicherungswirtschaft: Beziehungsmarketing. In: *Zeitschrift für Versicherungswesen* 48 (1997), Heft 6, S. 153–157

Xie 1994

XIE, Y.: Log-multiplicative models for discrete-time discrete-covariate event-history data. In: *Sociological Methodology* 24 (1994), Heft 1, S. 301–340

Yamaguchi 1991

YAMAGUCHI, K.: *Applied Social Research Methods Series*. Bd. 28: *Event History Analysis*. Newbury Park: Sage Publications, 1991

Zezelj 2000

ZEZELJ, G.: Das CLV-Management-Konzept. In: HOFMANN, M. (Hrsg.); MER-TIENS, M. (Hrsg.): *Customer-Lifetime-Value-Management: Kundenwert schaffen und erhöhen: Konzepte, Strategien, Praxisbeispiele*. Wiesbaden, 2000, S. 9–29