

**MITTEILUNGEN
DER
AKTUARVEREINIGUNG
ÖSTERREICHS**

Heft 11

November 2001

Aktuarvereinigung Österreichs (AVÖ)

1031 Wien, Schwarzenbergplatz 7, Postfach 99

Vorstand:

Präsident: Dir. i.R. Helmut Holzer
Vizepräsident: Vorst.-Dir. i.R. Heinz Jaindl
Vizepräsident: Univ.-Prof. Dr. Walter Schachermayer
Generalsekretär: Dipl.-Ing. Peter Prieler
Schriftführer: Dipl.-Ing. Beatrix Griesmeier
Kassier: Prok. Dipl.-Ing. Karl Metzger

erweiterte Geschäftsleitung:

Ausbildung: Univ.-Prof. Dr. Walter Schachermayer
Investment & Financial Risk: Mag. Christoph Krischanitz
Pensionskassen: Dipl.-Ing. Manfred Rapf
Rechnungsgrundlagen: Franz W. Pagler
Sozialkapital: Dr. Hartwig Sorger
Veröffentlichungen: Univ.-Doz. MR Dr. Franz G. Liebmann
Versicherung: Dr. Klaus Wegenkittl

Rechnungsprüfer: Dipl.-Ing. Sven Jörgen
Mag. Augustin Kuzmits

Beirat:

Personenversicherung: Vorst.-Dir. Kurt Ebner
Prok. i.R. Karl Fischer
Dir.-Schr. Dr. Johannes Furlinger
Dir. Mag. Dr. Günther Gruber
Dir. Johanna Kneissler
Sachversicherung u. Finanzmathematik: Dipl.-Ing. Dr. Elisabeth Buchta
Mag. Wolfgang Fels
Mag. Christoph Krischanitz
Sozialversicherung: Mag. Hans Stefanits
Sekt.-Chef Prof. Friedrich Wirth
Versicherungsaufsicht: Dipl.-Ing. Harald Gössl
Ländervertreter: Dipl.-Ing. Margit Daschiel

Ehrenpräsidenten

Dir. i.R. Mag. Dr. Ernst Kompast
Vorst.-Dir. i.R. Eduard Wimmer

Mitteilungen der Aktuarvereinigung Österreichs

Heft 11, November 2001

Inhalt

Allgemeine Mitteilungen:

- Festvortrag 30 Jahre Aktuarvereinigung Österreichs
Ernst Kompast S. 5
- Bilanzierung nach IAS / US-GAAP in österreichischen Versicherungsunternehmen
Christoph Krischanitz S. 11
- Richtlinien der Aktuarvereinigung Österreichs S. 14

Wissenschaftliche Beiträge:

- Alters- und Geschlechtsdiskriminierung in der KFZ-Haftpflicht-Versicherung
Wolfgang Fels S. 27
- Ein einfaches Optimierungsmodell für Erlebensversicherungen
Raimund Kovacevic, Michael Willomitzer S. 59
- Ein mathematisches Modell zur Rechnungslegung nach FAS 120 US-GAAP
Martina Schroll, Michael Willomitzer S. 69

Mitteilungen der Aktuarvereinigung Österreichs

I m p r e s s u m

- Medieninhaber, Verleger und Herausgeber: Aktuarvereinigung Österreichs (AVÖ)
1031 Wien, Postfach 99
- Hersteller: HTU Wirtschaftsbetriebe GmbH
1040 Wien, Wiedner Hauptstraße 8-10
- Verlags- und Herstellungsort: Wien
- Erscheinungsweise: in unregelmäßiger Folge ca. einmal jährlich
- Redaktioneller Beirat: Univ.-Prof. Dr. Dr. Christian Buchta
Mag. Wolfgang Fels
Dir. i.R. Mag. Dr. Ernst Kompast
Univ.-Doz. MR Dr. Franz G. Liebmann
Univ.-Prof. Dr. Walter Schachermayer
- Redaktion: 1030 Wien, Schwarzenbergplatz 7
- Blattlinie: Artikel, Vorträge, Kongreßberichte und
ähnliche Beiträge von aktuariellem Belang

Der Vorstand der Aktuarvereinigung Österreichs (AVÖ) weist darauf hin,
daß der Verfasser jeder Abhandlung für den Inhalt seines Beitrages und die
darin vertretenen Anschauungen allein verantwortlich ist.

30 Jahre AVÖ

(1971 - 2001)

Ernst Kompast

**Vortrag gehalten bei der Generalversammlung der
Aktuarvereinigung Österreichs (AVÖ) am 15. Mai 2001**

Sehr geehrte Damen und Herren, werte Gäste, liebe Kolleginnen und Kollegen,

mein Vortrag ist als Ehrenvortrag angekündigt. Es ist wohl mir eine Ehre, hier vor Ihnen anlässlich des Jubiläums der Neugründung unserer Vereinigung zu sprechen. Der Vortrag selbst sollte aber eigentlich Festvortrag heißen. Wir feiern heute den 30. Jahrestag der Neugründung unserer Vereinigung.

Die Vereinigung sieht sich als Nachfolgerin der österreichisch-ungarischen und später der österreichischen Aktuarvereinigung.

Sowohl die Gründung unserer Vorgänger-Vereinigung als auch ihre Tätigkeit waren eng verbunden mit der Einführung der akademischen Ausbildung zum Versicherungsmathematiker in der österreich-ungarischen Monarchie. Auf die Notwendigkeit hiezu wurde bereits 1860 erstmalig hingewiesen. In diesem Jahr formulierte das Versicherungsregulativ gesetzliche Vorschriften für die Geschäftsführung von Lebensversicherungsunternehmen. Präformiert war eine derartige Ausbildung bereits 1854: Im Lehrplan des K.K. polytechnischen Instituts, der späteren Technischen Universität Wien war bereits eine Ausbildung in politischer Arithmetik vorgesehen.

Die erste Vorlesung über Versicherungswesen wurde im Studienjahr 1871 / 72 gehalten. 1892 kam es dann zur Einrichtung eines eigenen Kurses für Versicherungswesen und zur Schaffung einer Lehrkanzel für Versicherungsmathematik.

Maßgeblich beteiligt nicht nur an der Entwicklung dieses Studiums, sondern auch am Entstehen eines entsprechenden Gesetzeswerkes war der Lehrkörper der Technischen

Hochschule und hier besonders Prof. Emanuel Czuber. Czuber, ein international anerkannter Fachmann war auch Obmann des Vereins der Versicherungstechniker und in weiterer Folge Präsident des Verbandes der österreichisch-ungarischen Versicherungstechniker. Bemerkenswert erscheint in diesem Zusammenhang die 1895 erlassene Verordnung über die "Autorisierung von Versicherungstechnikern". Diese Verordnung verlangt neben der Ablegung der vorgeschriebenen Prüfungen auch einen Nachweis über praktische Betätigung im Versicherungsfach.

Ein Höhepunkt der Tätigkeit unserer Vorgängervereinigung und ein Zeichen sowohl für den Stand der wissenschaftlichen Entwicklung in Österreich als auch deren internationale Anerkennung war, daß der 6. internationale Kongreß für Versicherungswirtschaft im Jahr 1909 in Wien abgehalten wurde.

Im Zusammenhang mit diesem Rückblick möchte ich auf Veröffentlichungen hinweisen, die diese Entwicklungen schildern und darstellen wie etwa

- 1) im Heft 2 der Mitteilungen unserer Vereinigung die Darstellung der Stellung des verantwortlichen Aktuars im österreichischen Versicherungsaufsichtsrecht durch Hermann Radek
- 2) im Heft 9 der Mitteilungen von Hans K. Kaiser: die Versicherungsmathematik an der TU Wien im Wandel der Zeiten
- 3) der österreichische Bericht "historische Perspektiven" zum 26. internationalen Kongreß für Versicherungsmathematiker in Birmingham 1998, verfaßt von Eduard Wimmer.

Bei diesem Kongreß selbst gab die Diskussion über die nationalen Berichte einen interessanten Einblick in die Art und die Unterschiede zwischen der in den einzelnen Ländern eingeführten Ausbildung zum Versicherungsmathematiker. Wie bekannt, gibt es hier zwei verschiedene Wege:

- zum einen die vor allem in Kontinentaleuropa eingeführte akademische Ausbildung durch ein spezifisch hierfür entwickeltes Hochschulstudium (übrigens war das Studium an der TH Wien zeitlich in Europa das erste dieser neu eingeführten Studien)
- zum anderen die im angelsächsischen Raum übliche Ausbildung durch die Aktuarvereinigungen selbst, wie sie vorbildlich in Großbritannien entwickelt wurde.

Für mich persönlich erschien es interessant, daß wir in Österreich seinerzeit durch die Einführung der Autorisierung eine Kombination beider Wege versucht hatten. Das Studium war durch Erfahrungen aus der Praxis zu ergänzen. Ein Weg, der innerhalb der Europäischen Union wieder beschritten wird und den auch wir durch die Gründung der Sektion "anerkannter Aktuar" einschlagen. Hintergrund all dieser Bemühungen ist unter anderem das Bestreben, eine internationale Anerkennung der nationalen Ausbildung zum Versicherungsmathematiker zu erreichen. Diesem Anliegen kommt mit der Gründung von internationalen Zusammenschlüssen wie der EU besondere Bedeutung zu. Es wird daher sowohl in der Groupe consultatif, der Vereinigung der nationalen Aktuarvereinigungen innerhalb der EU als auch in der 1998 neu gestalteten internationalen Vereinigung in hiefür zuständigen Arbeitsgruppen verfolgt.

Sowohl Bestand und Tätigkeit unserer Vorgängervereinigungen als auch die Einrichtung des Studiums der Versicherungsmathematik an der Technischen Universität endeten mit dem Verlust der Eigenstaatlichkeit Österreichs im Jahre 1938.

Der Kurs für Versicherungsmathematik wurde bereits 1945 an der Technischen Universität provisorisch wieder eingerichtet.

Wohl waren in Österreich tätige Versicherungsmathematiker weiterhin persönliche Mitglieder der internationalen Aktuarvereinigung. Die Verbindung zu dieser Vereinigung wurde durch die Herren Ministerialrat Dr. Wagner und später Ministerialrat Dr. Radek aufrecht erhalten. Sie nahmen als Mitglied des Direktionsrates an dessen Sitzungen teil. In jährlichen informellen Zusammenkünften wurde hierüber berichtet.

Ansonsten war die Versicherungswirtschaft in den Jahren nach Kriegsende und hiebei insbesondere in enger Zusammenarbeit von Aufsichtsbehörde und Versicherungsmathematikern der Unternehmungen vornehmlich mit der Lösung aller jener Probleme beschäftigt, die sich für die langfristigen Verpflichtungen der Lebensversicherung aus dem Währungsverfall ergaben. Hiebei wurden entsprechende gesetzliche Regelungen wie Versicherungsüberleitungs-Novellen und Versicherungswiederaufbaugesetz geschaffen.

Im Zusammenhang damit war auch die Erarbeitung wissenschaftlicher Grundlagen erforderlich. Ich erinnere mich noch an einen von Ministerialrat Dr. Wagner gehaltenen Vortrag über die Anwendung statistischer Stichprobenmethoden, die zur Prüfung der Durchführung dieser gesetzlichen Vorschriften verwendet werden sollten.

Erst 1971 konnte eine Neugründung unserer Aktuarvereinigung erfolgen. Daß dies möglich war, ist vor allem der Initiative und den persönlichen Bemühungen unseres ersten Präsidenten oder nach den damaligen Statuten richtiger geschäftsführenden Obmanns, Herrn Dr. Heimo Nabl zu verdanken.

Wenn wir das Jubiläum dieser Neugründung feiern, müssen wir vor allem ihm und seinem persönlichen Einsatz danken.

Die Gründung der, wie sie sich damals nannte "Aktuarvereinigung des Verbandes der Versicherungsunternehmungen Österreichs" erfolgte im Einvernehmen und mit Unterstützung des Verbandes der Versicherungsunternehmungen. In den Gründungsstatuten war der jeweilige Präsident des Versicherungsverbandes Obmann unserer Vereinigung. Die Genehmigung durch die Vereinsbehörde erfolgte am 25.02.1971.

Eines der Hauptanliegen unserer Vereinigung war und ist die Ausbildung und Weiterbildung von Versicherungsmathematikern.

1971 konnte der Lehrplan für das Studium der Versicherungsmathematik an der Technischen Universität Wien neu geregelt werden. Die Studiendauer wurde auf 3 Jahre ausgedehnt. Der erfolgreiche Abschluß der Diplomprüfung führt zum Erwerb des Titels eines "akademisch geprüften Versicherungsmathematikers".

Eine erste erfolgreiche Initiative unserer neu gegründeten Vereinigung war im Einvernehmen mit der Lehrkanzel für Versicherungsmathematik die Aufnahme von praxisbezogenen Lehrveranstaltungen in den Lehrplan für das Studium der Versicherungsmathematik: eine Vorlesung über "Rückversicherung", die unser Kollege Gruber übernahm und eine Vorlesung über "Praxis der Versicherungsmathematik", mit der ich beauftragt wurde. Beide Lehrveranstaltungen waren Pflichtvorlesungen.

Übrigens wurden schon vor der Neugründung unserer Vereinigung von in der Praxis tätigen Versicherungsmathematikern Vorlesungen an der Wirtschaftsuniversität, damals Hochschule für Welthandel gehalten. So hielt im Rahmen des Studiums der Versicherungsbetriebslehre MR Dr. Wagner eine verpflichtende Vorlesung über "Versicherungsmathematik", die ich in seiner Nachfolge übernehmen konnte.

Daneben wurden Vortragsveranstaltungen eingerichtet, zu denen wir vielfach auch Vortragende aus dem Ausland gewinnen konnten. Um nur ein Beispiel anzuführen: Prof. Bühlmann von der ETH Zürich hat über die Entwicklung und die Aufgaben der von ihm als "dritte Versicherungsmathematik" bezeichneten Erweiterung unserer Wissenschaft referiert. Dieser neue Zweig hat die Bewertung neuer Anlageformen mit Hilfe statistischer Methoden zum Gegenstand, eine Anwendung der Versicherungsmathematik, die sowohl für das Bankwesen wie auch die Anlagepolitik der Versicherungsunternehmen von großer Bedeutung ist. Wir sind stolz, daß einer der führenden Vertreter dieser "dritten Versicherungsmathematik", unser Kollege, Prof. Schachermayer, zur Zeit nicht nur das Studium der Versicherungsmathematik an der Technischen Universität verantwortlich leitet und betreut, sondern auch mit großem persönlichen Einsatz in unserer Vereinigung tätig ist.

Im Dezember 1983 wurde das erste Heft unserer "Mitteilungen" herausgegeben. Ich glaube es angemessen, an dieser Stelle aus dem von Dr. Nabl verfaßten Vorwort zu zitieren:

"Die "Mitteilungen" werden wohl nicht sobald den Rang und die Wirkung früherer Fachpublikationen erreichen - etwa der "Mitteilungen des Verbandes der österreichischen und ungarischen Versicherungstechniker" - weil sich zur Zeit der Monarchie aber auch noch später in der 1. Republik die heimischen Versicherungsmathematiker mit weitaus größerer Anteilnahme fachwissenschaftlich betätigt haben, als dies heutzutage der Fall ist; unvergessen sind hier Namen wie E. Czuber, E. Blaschke, A. Tauber und A. Berger.

Das verdienstvolle Wirken unserer Vorgänger fand ehrenvolle Anerkennung, als im Jahr 1909 Wien zum Tagungsorte des 6. internationalen Kongresses der Versicherungsmathematiker gewählt wurde; mögen deren Leistungen Vorbild und Verpflichtung für uns sein."

Wie weit diese seinerzeitige internationale Anerkennung weiter gewirkt hat, konnten wir einer Anfrage aus Japan entnehmen, die sich nach neuen Veröffentlichungen in Österreich erkundigt hat.

Der Inhalt dieser ersten "Mitteilungen" gibt ein Bild von den Anfängen unserer Vereinigung:

Neben einem Vortrag von Prof. Georg Heubeck über die Bewertung von Witwer- Renten-Anwartschaften in der betrieblichen Altersvorsorge sind Artikel von unserem bereits verstorbenen Kollegen Breitenberger über die Krankenhaus-Tagegeldversicherung in Österreich und Doz. Liebmann über analytische Methoden in der Lebensversicherung sowie Berichte über Veranstaltungen im Ausland und Tagungen der ASTIN enthalten.

Eine Änderung der steuerlichen Vorschriften über die Bildung von Rückstellungen für Pensionszusagen - das 2. Abgabenänderungsgesetz 1977 zum EStG 1972 - führte zur Bildung des ersten Arbeitskreises im Rahmen der Vereinigung, dem Arbeitskreis

"Gutachtertätigkeit für die Ermittlung von Pensionsrückstellungen". Dieser Arbeitskreis nahm im Finanzministerium an den Verhandlungen über die Durchführung dieser neuen gesetzlichen Vorschriften teil.

Inzwischen waren von Mitgliedern unserer Vereinigung im Auftrag des Versicherungsverbandes Rentnersterbetafeln EROM 85 und EROF 85 auf Basis der Sterbetafeln 1980 / 82 für Österreich entwickelt worden.

Der bereits erwähnte Arbeitskreis "Gutachtertätigkeit für die Ermittlung von Pensionsrückstellungen" war später auch bei Beratungen über die Formulierung der einschlägigen Bestimmungen im EStG 1988 und der Durchführungsrichtlinien hierzu eingeschaltet.

Mit dem Übergang zu den Bestimmungen dieses Gesetzes wurden neue "Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung 1989" eingeführt, die unsere Mitglieder Ettl & Pagler entwickelt hatten.

In der Folge war unsere Vereinigung bei allen wesentlichen Entwicklungen sowohl in der Ausbildung von Versicherungsmathematikern wie auch bei der einschlägigen Gesetzgebung mit eingeschlossen:

An der Technischen Universität wurde 1990 das "Vollstudium der Versicherungsmathematik" als Studienzweig Versicherungsmathematik im Rahmen des Studiums der Technischen Mathematik neu eingeführt, das den gestiegenen Anforderungen an die Tätigkeit unseres Berufsstandes entspricht.

Novellen zum Versicherungsaufsichtsgesetz erweiterten unter Umsetzung des Rechtsbestandes der EU die Tätigkeit des "Verantwortlichen Aktuars" neu.

Das Pensionskassengesetz von 1990 verlangt für jede Pensionskasse mindestens einen versicherungsmathematischen Sachverständigen (Aktuar) und zusätzlich einen unabhängigen Prüfsachverständigen. Das ebenfalls neue Betriebspensionsgesetz enthält Vorschriften über die versicherungsmathematische Berechnung von Unverfallbarkeitsbeträgen. Sowohl bei der Einführung wie auch der weiteren Entwicklung dieser gesetzlichen Vorschriften konnte unsere Vereinigung mitwirken.

Bereits vor dem Beitritt Österreichs zur EU waren wir assoziiertes, mit dem Beitritt Österreichs zur EU Vollmitglied der "groupe consultatif", der Vereinigung der nationalen Aktuarvereinigungen innerhalb der EU. Dies führte zu weiteren Verpflichtungen.

Auch hat damit der Umfang der Tätigkeit unserer Vereinigung wesentlich zugenommen. Sie hat hierzu ihre Statuten 1995 abgeändert und erweitert, um den neuen gesetzlichen Anforderungen genüge zu tun. Beispiele sind die Einführung der Sektion "anerkannter Aktuar" sowie die Einrichtung weiterer Arbeitskreise, wie sie sich in den Berichten zur heutigen Generalversammlung darstellen. Die gleichzeitig mit der Abänderung der Statuten beschlossenen Landesregeln enthalten Berufsgrundsätze, die insbesondere den berufsständischen Verhaltensnormen für Aktuar in den Ländern der EU entsprechen.

Als Mitglied der "groupe consultatif" arbeiten wir nicht nur in den einzelnen Arbeitskreisen, den sogenannten Committees mit, wir konnten im Jahr 1999 bereits eine der jährlichen Tagungen, die jeweils in einem anderen Mitgliedsland stattfinden, veranstalten.

Nachdem bereits im Jahr 1996 eine Sterbetafel AVÖ 1996 R für Rentenversicherungen erarbeitet wurde, wurden neue "Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung" AVÖ 1999-P von Pagler & Pagler, eine Generationensterbetafel für die Bewertung von

Pensionsverpflichtungen in enger Zusammenarbeit mit der Vereinigung entwickelt. Diese Tafel wird auch von der Vereinigung vertrieben.

Veranstaltungen der Vereinigung wie Seminare, Vorträge allgemeiner Art und Lehrveranstaltungen werden fallweise in Zusammenarbeit mit der Gesellschaft für Versicherungsfachwissen und/oder auch der Technischen Universität abgehalten. Als Beispiel sei ein Seminar über Sachversicherungsmathematik angeführt, das Ende 1994 gemeinsam mit dem Institut für Analysis, Technische Mathematik und Versicherungsmathematik außerhalb Wiens abgehalten wurde.

Wie schon erwähnt, wurden anlässlich des internationalen Kongresses 1998 die Statuten der internationalen Aktuarvereinigung abgeändert: ihre Mitglieder sind nicht mehr die einzelnen Aktuare, sondern analog zur *groupe consultatif* die nationalen Vereinigungen.

Arbeitskreise, die die *groupe consultatif* in ihrem Rahmen entwickelt hat, werden in ähnlicher Form in der internationalen Vereinigung eingerichtet.

Das Aufgabengebiet der Vereinigung als Mitglied der internationalen Vereinigung hat sich damit beträchtlich erweitert. Andererseits wird erwartet, daß die internationale Vereinigung in ihrer neuen Form als weltweite Vertretung der Interessen und der Aufgaben der Aktuare wesentlich gestärkt wird.

Gerade diese Entwicklungen, die in der Neugestaltung der internationalen Vereinigung mündeten, aber auch bereits der wirtschaftliche Zusammenschluß innerhalb der EU zeigen, wie wichtig es war, unsere Vereinigung neu zu gründen. Wir sind daher für alle Initiativen, die zur Neugründung führten und hier vor allem für den persönlichen Einsatz unseres ersten Obmanns, Herrn Dr. Nabl, sehr zu Dank verpflichtet.

Den Wünschen an eine erfolgreiche Zukunft unserer Vereinigung, deren Vertreter ausschließlich ehrenamtlich tätig sind, schließe ich persönlich die Bitte an unsere Mitglieder an, die Vereinigung durch persönliche Mitarbeit auch weiterhin zu unterstützen und damit die Wirksamkeit der Vereinigung in Zukunft weiterhin zu stärken.

Bilanzierung nach IAS/US-GAAP in österreichischen Versicherungsunternehmen

Christoph Krischanitz

Die Einführung internationaler Rechnungslegungsstandards spielt für die aktuelle wirtschaftspolitische Lage im EU-Raum eine wesentliche Rolle. Da mit einer für europäische Konzerne verpflichtenden Aufstellung von IAS-Bilanzen ab 2005 zu rechnen ist, befinden sich viele Unternehmen in Österreich in einer Umstellungsphase. Dabei zeigt sich, dass gerade in der Versicherungsbranche massive Unklarheiten in der Umbewertung bzw. Neuordnung von Rückstellungen auftreten, die einerseits mit der unterschiedlichen Produktphilosophie zwischen dem englischsprachigen Wirtschaftsraum und Mitteleuropa zusammenhängen, andererseits durch das Fehlen spezifischer versicherungstechnischer Standards nach IAS verursacht werden. Ein IAS-Standard für Versicherungstechnik ist gerade in Arbeit, mit einer Fertigstellung vor 2003 ist jedoch auf keinen Fall zu rechnen. Man behilft sich daher für versicherungstechnische Belange mit der erprobten Bilanzierungspraxis nach den US-amerikanischen Standards US-GAAP („Generally Accepted Accounting Principles“), deren Anwendung auf kontinentaleuropäische Versicherungsprodukte aber enorme Probleme verursacht.

Aufgrund dessen wurde in der AVÖ im Frühjahr 2000 ein Arbeitskreis unter meiner Leitung eingesetzt, dessen Aufgabe es ist, die Publikationen des IASC und der amerikanischen Standardsetter für den österreichischen Markt zu interpretieren und dem österreichischen Aktuar eine Hilfestellung in die Hand zu geben.

Der erste Teil dieses „*Leitfaden zur Bilanzierung nach IAS/US-GAAP in österreichischen Versicherungsunternehmen*“ ist nun fertig geworden, und wird in Kürze veröffentlicht werden. Er enthält die wesentlichen Begriffe, Regeln und Änderungen der internationalen Standards im Vergleich zum österreichischen HGB für die klassische Lebensversicherung und den Schaden-/Unfallbereich. Ein zweiter Teil ist in Arbeit und wird die fondsgebundene Lebensversicherung, die Krankenversicherung und die Rückversicherung umfassen. Mit einer Fertigstellung im kommenden Winter ist zu rechnen.

Die internationalen Rechnungslegungsstandards betreffen (zumindest zur Zeit) ausschließlich konsolidierte Konzernbilanzen. Es ist also denkbar, dass (ausländische) Konzernmuttergesellschaften andere Sichtweisen vertreten, als in unserem Leitfaden vorgestellt werden. In diesem Fall ist den Konzernrichtlinien Folge zu leisten.

Das Regelwerk der IAS umfasst das Framework, einzelne Standards und die Interpretationen.

Das Framework befasst sich mit grundsätzlichen Fragen:

- Zielsetzung der Rechnungslegung (Information über Vermögens-, Finanz- und Ertragslage und deren Veränderung – „decision usefulness“; Ermöglichung der Einschätzung des Ausmaßes und des Zeitpunktes künftiger Cash-Flows; „general purpose financial statements“ – Investor-Orientierung; Gradmesser für Managementqualität)
- Grundprinzipien der Rechnungslegung („accrual basis“ – Periodenabgrenzung; „going concern“ – Unternehmensfortführung)
- Qualitative Anforderungen der Rechnungslegung („understandability“, „comparability“, „relevance“, „reliability“, „timeliness“, „cost-benefit-balances“, „balance between qualitative characteristics“)
- grundlegende Definitionen („assets“, „liabilities“, „income“, „expenses“)
- Ansatz- und Bewertungsgrundsätze („recognition“, „derecognition“, „fair value“, „entity specific value“)

Für die aktuarielle Praxis ist das Prinzip der „materiality“ (Wesentlichkeit), das der qualitativen Anforderung der „relevance“ innewohnt, von immenser Bedeutung.

Dabei geht es um die Bestimmung der Maßgeblichkeit einer Größe oder Methode zur Erreichung des geforderten Zieles, d.h. es besagt, dass sich der Aktuar auf die wesentlichen Elemente des Berechnungsmodell beschränken kann. Dies betrifft Fragen, wie die der Vertragsklassifikation, Bestandsmodellierung bis hin zur Anwendung von Näherungsmethoden.

In den allgemein anerkannten Rechnungslegungsstandards US-GAAP gibt es im Bereich der Versicherungstechnik im Wesentlichen vier relevante „Financial Accounting Standards“ (FAS):

- FAS 60: der für allgemeine Versicherungsprodukte vorgesehene Standard
- FAS 97: der für Versicherungsprodukte mit Investitionscharakter (fonds- und indexgebundene Lebensversicherung, Investmentverträge, Universal Life Verträge) definierte Standard
- FAS 120: für langfristige Verträge mit „natürlicher“ Gewinnbeteiligung
- FAS 113: für die Einschätzung des versicherungstechnischen Risikos und Rückversicherung

FAS 60 unterscheidet kurzfristige („short duration“) und langfristige („long duration“) Verträge, wobei für letztere, sofern eine natürliche Gewinnbeteiligung vereinbart ist,

alternativ FAS 120 zur Anwendung gelangen kann. Grob lassen sich für österreichische Verhältnisse daher folgende vier Klassen unterscheiden:

- kurzfristige Verträge nach FAS 60: Sachversicherung
- langfristige Verträge nach FAS 60: Krankenversicherung, Lebensversicherung ohne natürliche Gewinnbeteiligung
- langfristige Verträge nach FAS 120: Lebensversicherung mit natürlicher Gewinnbeteiligung
- langfristige Verträge nach FAS 97: fondsgebundene Lebensversicherung

Eine Überprüfung des eigenen Portefeuilles auf die Erfüllung der erforderlichen Bedingungen muss dennoch erfolgen.

Bei der Umstellung auf internationale Rechnungslegungsgrundsätze werden viele Probleme auftreten, die nicht zuletzt in einer mangelhaften Datenhaltung begründet sind. So behindert die in Österreich oftmals gepflegte Praxis, Detaildaten nach der üblichen Aufbewahrungsfrist von 7 Jahren zu vernichten, den Aufbau von historischen Datenreihen in ausreichender Tiefe. Diese sind aber wesentliche Voraussetzung, um ein vernünftiges IAS-Modell aufzustellen.

Denn wenn ein Unternehmen sich dazu entschließt mit IAS zu beginnen, muss es sich im Klaren darüber sein, dass es dann so tun muss, als hätte es immer schon IAS-Abschlüsse gemacht. Es müssen also alle längst vergangenen Jahre neu aufgerollt werden, die noch einen wesentlichen Beitrag zu den aktivierten Abschlusskosten, Schadenreserve oder ähnlichem leisten. Das verursacht mitunter enorme Schwierigkeiten, besonders in der Lebens- und in der Krankenversicherung, wo Verträge mit Laufzeiten von 50 Jahren oder mehr ja keine Seltenheit sind. Je früher man diese Problematik bedenkt und rechtzeitig beginnt, die nötigen Daten zu sammeln und aufzubewahren, desto einfacher gestaltet sich dann die Einführung eines Abschlusses nach internationalen Rechnungslegungsstandards.

Richtlinien der Aktuarvereinigung Österreichs

RICHTLINIE 1.0/1997

S. 15

Empfehlung über den Inhalt des PRÜFBERICHTES einer PENSIONSKASSE gemäß § 21 Abs. 8 PKG

RICHTLINIE 2.0/1997

S. 19

Empfehlung zur Berechnung des Unverfallbarkeitsbetrages gemäß § 7 Abs. (2a) und (2b) BPG, (BGBl. 282/1990 in der Fassung BGBl. 754/1996)

RICHTLINIE 3.0/2000

S. 23

Empfehlung betreffend der „Bildung von Rückstellungen für die Verpflichtung zu einer Zuwendung anlässlich eines Dienstjubiläums (Jubiläumsrückstellungserlass)“ gemäß Erlass des BMF 14 0602/6-IV/14/99 v. 27.10.1999

Quelle: http://www.avoe.at/inhalt/mitgliederinfo/ri_index.html

RICHTLINIE 1.0/1997 (RL 1.0/97)

Empfehlung über den Inhalt des Prüfberichtes einer PENSIONSKASSE gemäß § 21 Abs. 8 PKG

(Diese Richtlinie wurde in der Vorstandssitzung am 23. Juli 1997 beschlossen und veröffentlicht)

§ 21 Abs. 8 PKG : „Die Prüfungsergebnisse sind einmal jährlich in einem Prüfbericht festzuhalten und dem Vorstand und dem Aufsichtsrat der Pensionskasse sowie dem Abschlußprüfer spätestens fünf Monate nach Abschluß des Geschäftsjahres, dem Bundesministerium für Finanzen spätestens sechs Monate nach Abschluß des Geschäftsjahres zuzustellen. Der Bundesminister für Finanzen hat Mindestgliederung und –inhalt des Prüfberichtes durch Verordnung festzusetzen; bei Erlassung dieser Verordnung hat er auf das volkswirtschaftliche Interesse an der Funktionsfähigkeit der Pensionskassen und auf das Interesse der Anwartschafts- und Leistungsberechtigten Bedacht zu nehmen. Der Vorstand der Pensionskasse hat den Prüfbericht oder einen vom Prüfaktuar erstellten, mit den notwendigen Informationen und Schlußfolgerungen versehenen Kurzbericht auf Verlangen unverzüglich den beitragsleistenden Arbeitgebern oder den zuständigen Betriebsräten zu übermitteln“.

A. Grundsätzliches:

Es sollte in Anlehnung an den Prüfbericht des Wirtschaftsprüfers ein Prüfbericht pro Veranlagungs- und Risikogemeinschaft erstellt werden.

Inhalt dieses Prüfberichtes soll nur die Veranlagungs- und Risikogemeinschaft sein. Ziel des Prüfberichtes soll sein, dem fachkundigen Leser die Schlußfolgerungen und den Bestätigungsvermerk des Prüfaktuars nachvollziehbar zu machen.

Sofern in der Folge die Angabe von umfangreicherem Zahlenmaterial empfohlen wird, kann dieses im Sinn einer leichteren Lesbarkeit als Anhang zum Prüfbericht angefügt werden.

B. Inhalte:

1. Auftrag und Prüfungsunterlagen

Angabe des Prüfungsbereiches und der Art der Prüfung (normale Prüfung / Sonderprüfung)

2. Aussagen zum Geschäftsplan

Welche Geschäftsplanteile betreffen die Veranlagungs- und Risikogemeinschaft

Wann war die letzte Änderung

Wie ist der Status der Genehmigung durch den BMF
technische Kurzklassifikation der Veranlagungs- und Risikogemeinschaft
Überprüfung anhand von Stichproben, ob der Geschäftsplan eingehalten wurde.
Angabe der Notwendigkeit von Änderungen des Geschäftsplanes

- Rechnungszins / rechnungsmäßiger Überschuß
- Rechnungsgrundlagen
- Versicherung von Risiken
- sonstige notwendige Änderungen

3. Aussagen zur Bestandsverwaltung

Überprüfung anhand von Stichproben, ob im verwalteten Bestand die Berechnungen zu den geschäftsplanmäßigen Ergebnissen geführt haben.

4. Darstellung der Bestandsentwicklung im Geschäftsjahr

Angabe der Anzahlen der

- Neueintritte
- Austritte mit verfallenen Anwartschaften
- Austritte mit unverfallbaren Anwartschaften
- Übergänge auf
 - Alterspension
 - Invaliditätspension
 - Witwenpension nach Aktiven
 - Witwenpension nach Alterspensionisten
 - Witwenpension nach Invaliditätspensionisten
 - Waisenpension nach Aktiven
 - Waisenpension nach Alterspensionisten
 - Waisenpension nach Invaliditätspensionisten
- noch nicht abgewickelten Geschäftsfälle

Fortschreibung der einzelnen Bestände vom Beginn des Geschäftsjahres bis zum Ende des Geschäftsjahres.

5. Aussagen zum versicherungstechnischen Ergebnis

Bestätigung der Richtigkeit der Darstellung im Formblatt B

Analyse der Gewinn- und Verlustquellen

Trennung nach biometrischem Ergebnis und Trendergebnissen

Detaillierte Aussagen zu den Positionen im Formblatt B:

A I.2. Geschäftsplanmäßigkeit der Zinserträge gem. § 48, Angabe von Basis und Zinssatz

A II. Angabe der Berechnung des Mindestertrages gemäß § 2 Abs. 2 PKG

A IV. Diese Position sowie alle folgenden - soweit dies bei der Art der Führung der Schwankungsrückstellung möglich ist - sollen für die untenstehenden Gruppen getrennt angegeben werden:

Anwartschaftsberechtigte:

- Beitragsempfänger Arbeitgeber-Anteil
- Beitragsempfänger Arbeitnehmer-Anteil
- Beitragsfreie Arbeitgeber-Anteil
- Beitragsfreie Arbeitnehmer-Anteil

Leistungsberechtigte:

- Alterspensionisten Arbeitgeber-Anteil
- Alterspensionisten Arbeitnehmer-Anteil
- Invaliditätspensionisten Arbeitgeber-Anteil
- Invaliditätspensionisten Arbeitnehmer-Anteil
- Witwenpensionisten Arbeitgeber-Anteil
- Witwenpensionisten Arbeitnehmer-Anteil
- Waisenpensionisten Arbeitgeber-Anteil
- Waisenpensionisten Arbeitnehmer-Anteil

B Der gesamte Teil B soll in die oben angeführten Gruppen aufgegliedert werden.

B IV. Erläuterungen zum Versicherungsergebnis

Angabe der Summe der geschäftsplanmäßigen Risikoprämien und der Versicherungsprämien für Invalidenpensionsanwartschaften und Hinterbliebenenpensionsanwartschaften getrennt

C II. Kommentierung der Zuweisung gemäß § 24a Abs. 3 PKG

C V. Kommentierung der Auflösung von Schwankungsrückstellung für Unverfallbarkeitsleistungen, Abfindungen und Übertragungen gemäß 5 Abs. 2 BPG, § 17 und § 41 PKG

C VI. Aufgliederung der Auflösung entsprechend der Führung der Schwankungsrückstellung für Anwartschaftsberechtigte und Leistungsberechtigte

C VII. Anhand von Stichproben Überprüfung der Geschäftsplanmäßigkeit der Kostenberechnung

6. Aussagen zur Deckungsrückstellung

Anhand von Stichproben Überprüfung der Geschäftsplanmäßigkeit der Berechnung

Fortschreibung der Deckungsrückstellung für die in Pkt. 5 angegebenen Teilbestände

7. Aussagen zur Schwankungsrückstellung

Gesetzmäßigkeit der Berechnung

Festlegungen des Vorstandes (Sollwert, § 24a Abs. 3)

Erläuterung zur Behandlung von Fehlbeträgen

Fortschreibung der Schwankungsrückstellung, entsprechend der Führung der Schwankungsrückstellung gegebenenfalls getrennt für die in Pkt. 5 angegebenen Gruppen

8. Aussagen zur Verrechnung mit den Arbeitgebern

Erläuterungen zu Nachschüssen und Guthaben

Erläuterung zur Verrechnung von Guthaben mit laufenden Beiträgen
Kommentar zur Verzinsung von Arbeitgeberguthaben

9. Aussagen zur dauernden Erfüllbarkeit der Leistungen

Rechnungszins / rechnungsmäßiger Überschuß

- Angabe der Erträge der letzten fünf Jahre
- Angaben zur Ertragslage des Portefeuilles
- Angaben zum Risiko des Portefeuilles und zu Ertrags-Schwankungsbreiten

Biometrische Rechnungsgrundlagen

Kommentar zur Frage „Entsprechen die verwendeten Rechnungsgrundlagen der Zusammensetzung des Bestandes?“

Sonstige Trendannahmen

C. Bestätigungsvermerk

Der Prüfbericht soll mit einem Bestätigungsvermerk enden.

AKTUARVEREINIGUNG
ÖSTERREICHS (AVÖ)

RICHTLINIE 2.0/1997 (RL 2.0/97)

Empfehlung zur Berechnung des Unverfallbarkeitsbetrages gemäß § 7 Abs. (2a) und (2b) BPG, (BGBl. 282/1990 in der Fassung BGBl. 754/1996)

(Diese Richtlinie wurde in der Vorstandssitzung am 14. Oktober 1997 beschlossen und veröffentlicht)

A. Grundsätzliches:

Diese Richtlinie beruht auf den gesetzlichen Bestimmungen des Betriebspensionsgesetzes (BPG) BGBl. 282/1990 in der Fassung BGBl. 754/1996 und soll allen versicherungsmathematischen Sachverständigen eine Empfehlung zur Berechnung des Unverfallbarkeitsbetrages geben. Diese Empfehlung ist dabei als Interpretation des Gesetzes zu sehen, um Detailfragen in der Berechnung zu klären, steht aber keinesfalls im Widerspruch zum Gesetz.

Für die Berechnung des Unverfallbarkeitsbetrages ist der versicherungsmathematische Sachverständige eigenverantwortlich, da diese komplexe Materie nicht letztgültig in dieser Empfehlung behandelt werden kann.

Gesetzliche Änderungen haben auch die Notwendigkeit der Prüfung dieser Richtlinie und deren Änderung bzw. Aufhebung zur Folge.

Auszug aus dem Gesetz (BPG) :

§ 7 BPG

(2a) Der Unverfallbarkeitsbetrag errechnet sich, sofern im folgenden nichts anderes bestimmt ist, nach dem Teilwertverfahren und den bei der Bildung der Rückstellung anzuwendenden versicherungsmathematischen Grundsätzen; für die Berechnung ist einerseits das Alter zum Zeitpunkt der Erteilung der Zusage, andererseits das Anfallsalter heranzuziehen; der Rechnungszinssatz beträgt 7 %; bei dieser Berechnung sind Veränderungen des Entgelts nur bis zum Zeitpunkt der Beendigung des Arbeitsverhältnisses zu berücksichtigen. Auch wenn in der Leistungszusage eine Berufsunfähigkeitspension (Invaliditätspension) vorgesehen ist, ist bei der Berechnung des Unverfallbarkeitsbetrages nur die Anwartschaft auf Alterspension (unabhängig davon, ob der Anspruchsberechtigte das Anfallsalter als Aktiver, Invaliden oder Alterspensionist erreicht) und die Anwartschaft auf Hinterbliebenenpension (unabhängig

davon, ob der Anspruchsberechtigte als Aktiver, Invalid oder Alterspensionist verstirbt) zu berücksichtigen.

(2b) Bis 1. Juli 2000 ist für Arbeitnehmer, deren Arbeitsverhältnis frühestens fünf Jahre vor Erreichen des in der Leistungszusage festgelegten Pensionsanfallsalters endet, eine Vergleichsrechnung zwischen den Berechnungsvorschriften des § 7 Abs. 3 Z 1 BPG, in der Fassung des Artikels I des Bundesgesetzes BGBl. Nr. 282/1990, und dem Teilwertverfahren nach Abs. 2a anzustellen. Diese Arbeitnehmer haben Anspruch auf den sich aus der Vergleichsrechnung ergebenden höheren Betrag.

Artikel V BPG

(5) Der Unverfallbarkeitsbetrag im Sinne des Artikel I § 7 ist bei direkten Leistungszusagen, die vor Inkrafttreten des Bundesgesetzes BGBl. 282/1990 (1. Juli 1990) erteilt wurden, nach den Vorschriften des § 7 Abs. 2a und 2b Betriebspensionsgesetz, in der Fassung des Bundesgesetzes BGBl. 754/1996, für den Zeitraum ab 1. Juli 1990 bis zur Beendigung des Arbeitsverhältnisses zu berechnen.

B. Versicherungsmathematische Grundsätze :

Die **Berechnung der Teilwerte** erfolgt zu den jeweiligen Bilanzstichtagen vor und nach dem 01.07.1990 und vor und nach dem Austrittsdatum. Falls die Zusage nach dem 01.07.1990 erteilt wurde, ist der Unverfallbarkeitsbetrag der Teilwert zum Austrittsdatum und die Ermittlung zum 01.07.1990 fällt weg. (Das gilt auch, wenn die Zusage z.B. beim Bilanzstichtag 31.12. zwischen dem 01.07.1990 und dem 31.12.1990 erteilt wurde.)

Zum Austrittsstichtag und gegebenenfalls zum 01.07.1990 werden die Teilwerte mittels linearer Interpolation errechnet.

Fällt einer dieser Stichtage genau mit einem Bilanzstichtag zusammen, so ist der jeweilige Teilwert zu diesem Bilanzstichtag zu ermitteln.

Das **Rückstellungsbeginndatum** für die jeweiligen Teilwerte ist der Beginn des Wirtschaftsjahres in das die Erteilung der Pensionszusage fällt.

Die **Altersbestimmung** erfolgt zu den jeweiligen Bilanzstichtagen nach der Semester-methode.

Die **Daten und Parameter** für die Teilwerte zu den Bilanzstichtagen vor und nach dem Austrittsdatum sind die Daten und Parameter, die am Austrittsstichtag gültig waren.

Die Daten und Parameter für die Teilwerte zu den Bilanzstichtagen vor und nach dem 01.07.1990 sind die Daten und Parameter, die am 01.07.1990 gültig waren.

Insbesondere gilt dies für die Pensionszusage, das Gehalt, die ASVG-Pension (d.h. der Berechnung der ASVG-Pension sind die zum jeweiligen Stichtag gültige Fassung des ASVG und die zugehörigen Bemessungs- und Beitragsgrundlagen zugrunde zu legen), das Pensionsalter, den Beschäftigungsgrad, die Rechnungsgrundlagen oder die Berechnungsart der Hinterbliebenenpension (individuell oder kollektiv).

Damit wirken sich zwischen 01.07.1990 und Austrittsstichtag erfolgte Änderungen in den versicherungsmathematischen Grundsätze voll auf den Unverfallbarkeitsbetrag aus.

Im Einzelfall ist aber vorrangig zu beachten, ob die Rückstellungsermittlung zu den jeweiligen Stichtagen mit korrekten Annahmen erfolgte. Damit sollen willkürliche Änderungen ausgeschlossen werden.

Bei in **Karenz** befindlichen Mitarbeitern soll das letzte, vor dem jeweiligen Stichtag maßgebliche Gehalt bzw. der letzte, vor dem Stichtag maßgebliche, Anspruch herangezogen werden.

Dabei sind speziell Bestimmungen der Pensionszusage, die die Behandlung der Karenzzeit für die Ermittlung der Ansprüche betreffen, zu beachten.

Der Berechnung der Teilwerte ist ein **Rechnungszinsfuß** von 7 % p.a. zu Grunde zu legen.

Die Anwartschaft auf abgekürzte (d.h. bis zum Pensionsalter zahlbare) **Berufsunfähigkeitspension** ist außer Ansatz zu lassen. Die Anwartschaft auf Alterspension nach Berufsunfähigkeit ist aber durch geeignete Wahl der Kommutationszahlen zu berücksichtigen.

Dem Grunde und dem Betrag nach feststehende, von äußeren Einflüssen unabhängige **Valorisierungen** (z.B. Pensionserhöhung von 2 % p.a., ausgenommen aber Vorrückungen im Gehaltsschema wie z.B. Biennien) sind bei der Berechnung des Unverfallbarkeitsbetrages zu berücksichtigen.

Aus Vereinfachungsgründen ist nicht zu beanstanden, wenn auf die Berücksichtigung von zukünftigen **Biennien** bei der Berechnung des Unverfallbarkeitsbetrages verzichtet wird, auch wenn Biennien bei der Berechnung der Pensionsrückstellung berücksichtigt werden.

Ist in der Zusage für Teilzeitkräfte eine Aliquotierung der Pensionsausmaße oder der Dienstzeiten nach den Beschäftigungsausmaßen vorgesehen, so wird empfohlen - sofern in der Zusage die Aliquotierung bei vorzeitigem Austritt nicht festgelegt ist - für die Berechnung der Teilwerte zum 01.07.1990 und zum Austrittsstichtag die Aliquotierung, die zum Austrittsstichtag feststeht, vorzunehmen.

Für die Vergleichsberechnung in § 7 BPG Abs. (2b) ist es auch möglich, die fiktiven Neurückstellungen (ev. inkl. Rückstellung für Berufsunfähigkeitsrisiko) zu den jeweiligen Stichtagen zu verwenden.

Wenn der 01.07.1990 vor der erstmaligen Anwendung des EStG 88 liegt, gilt bezüglich der **Rechnungsgrundlagen**, die zum 01.07.1990 zugrundegelegt waren (und daher für die Teilwertberechnung zum 01.07.1990 heranzuziehen sind):

Die in der Verordnung zum EStG 1988 festgelegten Faktoren zur Berechnung der fiktiven Neurückstellungen sind so zu interpretieren, daß sie eine gute Näherung zu, mit 6 %-igen Ettl-Pagler-Tafeln berechneten, Rückstellungen nach dem Gegenwartswertverfahren darstellen. Darauf ist insbesondere zu achten, wenn die Rechnungsgrundlagen zum 01.07.1990 nicht Ettl-Pagler waren.

Bei entscheidenden Veränderungen der Pensionszusage innerhalb des Bewertungszeitraumes ist der Berechnung besonderes Augenmerk zu widmen. Die im Gesetz festgelegte Vorgehensweise kann hier auch zu negativen Beträgen führen, was einen Unverfallbarkeitsbetrag in der Höhe von Null zur Folge hätte. Da die Entscheidung der

Arbeitsgerichte nicht vorhersehbar ist, sollte hier unbedingt mit dem Arbeitgeber Rücksprache gehalten werden.

AKTUARVEREINIGUNG
ÖSTERREICHS (AVÖ)

RICHTLINIE 3.0/2000 (RL 3.0/2000)

Empfehlung betreffend der „Bildung von Rückstellungen für die Verpflichtung zu einer Zuwendung anlässlich eines Dienstjubiläums (Jubiläumsrückstellungserlass)“ gemäß Erlass des BMF 14 0602/6-IV/14/99 v. 27.10.1999

(Diese Richtlinie wurde in der Vorstandssitzung am 23. Feber 2000 beschlossen und veröffentlicht)

Im folgenden werden zu einzelnen Punkten Erläuterungen und Empfehlungen der AVÖ gegeben:

1. Zur Wahl der Methode (versicherungsmathematisch oder finanzmathematisch)

Grundsätzlich gibt es die Wahlmöglichkeit zwischen versicherungsmathematischer und finanzmathematischer Methode.

1.1. Versicherungsmathematische Methode

Bei der versicherungsmathematischen Methode sind als Ausscheidewahrscheinlichkeiten die Sterbewahrscheinlichkeiten und die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten in Ansatz zu bringen.

1.2. Finanzmathematische Methode

Bei der finanzmathematischen Methode ist die zu erwartende Gesamtfuktuation (inkl. Invalidisierungen und Todesfällen) der Belegschaft anzusetzen. Diese ist aus den Verhältnissen der Vergangenheit abzuleiten. Sollten die Verhältnisse der Vergangenheit durch den Steuerpflichtigen nicht dokumentiert sein, ist ein pauschaler Fluktuationsabschlag von mindestens 25% in Ansatz zu bringen.

Bei Ableitung der Fluktuation aus den Verhältnissen der Vergangenheit ist zu beachten, daß

- diese aufgrund von Kopffzahlen von ausgeschiedenen Mitarbeitern erfolgen soll,
- einmalig stattgefundenen Restrukturierungsmaßnahmen außer Ansatz bleiben,
- und nur Ausgeschiedene, die noch ein Jubiläum vor sich haben, berücksichtigt werden.

Es ist sinnvoller, aus den unter Beachtung der obigen Grundsätze ermittelten Ausscheidhäufigkeiten eine dienstzeitabhängige Fluktuationswahrscheinlichkeit zu ermitteln als

eine pauschale Fluktuationswahrscheinlichkeit. Aus den dienstzeitabhängigen jährlichen Fluktuationswahrscheinlichkeiten können dann eine Ausscheideordnung und entsprechende „Erlebenswahrscheinlichkeiten“ ermittelt werden.

Da im Rahmen der allgemeinen Aufbewahrungspflichten in den meisten Fällen die maßgeblichen Verhältnisse der Vergangenheit durch den Steuerpflichtigen grundsätzlich dokumentiert sein werden zieht die Anwendung des finanzmathematischen Verfahrens die komplexe Ermittlung der Fluktuationswahrscheinlichkeiten nach sich.

1.3. Empfehlung

Da durch die Bestimmungen des Erlasses wie in 1.2. beschrieben indirekt wieder Ausscheideordnungen anzuwenden sind, empfiehlt die AVÖ die direkte Verwendung der versicherungsmathematischen Methode.

2. Zum Zusammenwirken von Teilwertabschlag und Fluktuationsabschlag bei der finanzmathematischen Methode (2.2.3. des Erlasses)

Der im Erlaß genannte Gesamtabschlag von 32,5% ist nur für den Fall des Ansatzes des pauschalen 25%-igen Fluktuationsabschlages zu erreichen und nicht für den Fall des Ansatzes einer aus den Verhältnissen der Vergangenheit abgeleiteten Fluktuation.

3. Zum steuerwirksamen und steuerunwirksamen Betrag

Grundsätzlich sind von den Auftraggebern die Informationen über allfällige steuerliche Rückstellungen bis 1993, deren Auflösung und einen allfällig gestellten Wiederaufnahmeantrag bereitzustellen.

3.1 Ermittlung des steuerwirksamen und steuerunwirksamen Betrages

Die Ermittlung des steuerunwirksamen Sockelbetrages bzw. des steuerwirksamen Mehrbetrages kann entsprechend Punkt 3.2. des Erlasses global vorgenommen werden oder kann individuell pro Arbeitnehmer und/oder pro Dienstjubiläum vorgenommen werden. Die Entscheidung über das anzuwendende Verfahren wird vor allem davon abhängen, wie groß der zu bewertende Bestand ist und wieviele Jahre die durchschnittliche Restlaufzeit bis zur letzten Jubiläumsgeldzahlung beträgt. Je kleiner der Bestand und je kürzer die durchschnittliche Restlaufzeit ist, desto eher ist die individuelle Ermittlung angebracht.

3.2 Fortführung des steuerunwirksamen Betrages

Wurde der steuerunwirksame Betrag global ermittelt, so ist er entsprechend Punkt 3.4. des Erlasses auf mindestens 15 Jahre verteilt gleichmäßig aufzulösen. Im Falle einer Teilbetriebsaufgabe oder eines Teilbetriebsüberganges kann der auf die betroffenen Arbeitnehmer entfallende Anteil des steuerneutralen Betrages durch anteilmäßige Berechnung im Verhältnis des Anteiles der vollen Rückstellung der betroffenen Arbeitnehmer an der vollen Rückstellung des gesamten Bestandes zum letzten Bilanzstichtag ermittelt werden.

Wurde der steuerunwirksame Betrag individuell ermittelt, ist er entweder

- in Jahren, in denen bei einem Arbeitnehmer keine Jubiläumzahlung erfolgte, für diesen Arbeitnehmer unverändert fortzuführen,
- in Jahren, in denen bei einem Arbeitnehmer eine Jubiläumzahlung erfolgte, für diesen Arbeitnehmer anteilig (entsprechend dem Anteil der Rückstellung für diese Jubiläumzahlung an der gesamten Rückstellung für diesen Arbeitnehmer zum letzten Bilanzstichtag) aufzulösen
- in Jahren, in denen das Arbeitsverhältnis mit einem Arbeitnehmer beendet wurde, für diesen Arbeitnehmer vollständig aufzulösen,

oder wie oben beschrieben auf mindestens 15 Jahre verteilt gleichmäßig aufzulösen.

Diese Richtlinie beruht auf dem gemäß Erlass des Bundesministerium für Finanzen betreffend der „Bildung von Rückstellungen für die Verpflichtung zu einer Zuwendung anlässlich eines Dienstjubiläums (Jubiläumsrückstellungserlass)“ (BMF 14 0602/6-IV/14/99 v. 27.10.1999) und soll allen versicherungsmathematischen Sachverständigen eine Hilfestellung und Empfehlung zur Berechnung der Jubiläumsgeldrückstellung geben. Diese Empfehlung ist dabei als Interpretation des Erlasses zu sehen, um Detailfragen in der Berechnung zu klären, steht aber keinesfalls im Widerspruch zum Erlass.

Für die Berechnung der Jubiläumsgeldrückstellung ist der versicherungsmathematische Sachverständige eigenverantwortlich, da diese komplexe Materie nicht letztgültig in dieser Empfehlung behandelt werden kann.

Gesetzliche Änderungen haben auch die Notwendigkeit der Prüfung dieser Richtlinie und deren Änderung bzw. Aufhebung zur Folge.

AKTUARVEREINIGUNG
ÖSTERREICHS (AVÖ)

Alters- und Geschlechtsdiskriminierung in der Kfz-Haftpflicht-Versicherung

Wolfgang Fels

Die Arbeit untersucht, ob und in welcher Höhe geschlechtsspezifische Rabatte in der KH-Tarifierung risikotechnisch gerechtfertigt sind. In Österreich bestehen insbesondere zwischen jungen Männern und Frauen signifikante Bedarfsabweichungen. Ältere Versicherungsnehmer weisen ähnliche Bedarfswerte auf. Dennoch ist auch in diesen Altersklassen eine tarifliche Geschlechtsdiskriminierung berechtigt, da ältere Frauen trotz vergleichbaren Verlaufswerten einen geringeren Bonusanspruch geltend machen können.

Methodisch basieren die Analysen auf linearen und verallgemeinerten Tarifmodellen. Dabei wird sowohl der Effekt einzelner Tarifkriterien quantifiziert, als auch die optimale Tarifgestaltung statistisch überprüft. Es zeigt sich, dass Scoring-Verfahren oder lineare Modelle, die nur die absolute Abweichung zwischen Frauen und Männern analysieren, zu einer ineffizienten und somit häufiger falschen Beurteilung der Risikosituation führen. Schließlich kann mit allgemeinen Tarifmodellen gezeigt werden, dass weibliche Risikonehmer nicht mit einem absolut fixen Nachlass, sondern eher durch einheitliche Ladyrabatte begünstigt werden sollten.

Stichworte: Allgemeine Tarifmodelle, Kfz-Haftpflicht, Österreich, Stochastische Schadensmodelle, Wahrscheinlichkeitsverteilungen

I. Vorbemerkung

Für die BRD haben K. Seidel und K. Schäfer (1998) die Berechtigung von Ladyrabatten generell in Zweifel gestellt:

"Gemessen an den Schadenbedarfswerten weisen junge Frauen wesentlich niedrigere Werte auf als junge Männer, aber dieser Unterschied verringert sich mit zunehmendem Alter und schlägt in einigen Ländern sogar um: über 50-jährige Frauen fahren durchschnittlich schlechter als ihre männlichen Altersgenossen. Der Lady-Tarif ist daher, wenn überhaupt, nur für junge Einzelfahrerinnen gerechtfertigt. Junge Fahrer sind aber in Deutschland generell schon eher unterversichert¹. Somit ist der Lady-Tarif das klassische Beispiel für einen Rabatt, der ohne statistische Rechtfertigung angeboten wurde²".

Wir können diese Aussagen für Österreich nur eingeschränkt bestätigen. Grundsätzlich kann die Berechtigung von Ladyrabatten schließlich nicht aufgrund der geschlechtsspezifischen Bedarfsverläufe beurteilt werden. Sie hängt immer von der Struktur des KH-Tarifs ab. Entscheidend ist zum einen, welche anderen Kriterien im Tarif berücksichtigt werden: Auch wenn Männer und Frauen gänzlich unterschiedliche Bedarfswerte aufweisen, können ihre Schadensätze bei einem Tarif, der bereits Kriterien wie Alter, Adrenalinpiegel, Alkoholkonsum oder gar Hormonwerten berücksichtigt, gleich sein. Zum anderen ist für die Ergebnisse relevant, ob für Frauen eine eigene Tarifklasse oder ein genereller Ladyrabatt diskutiert wird. Wenn etwa Frauen einheitlich einen um 300,- geringeren Bedarf aufweisen, kann sich ein einheitlicher prozentueller Ladyrabatt als unbegründbar herausstellen. Schließlich unterstellt der Ladyrabatt, dass sich Frauen mit stärkeren Pkws und somit höherer Grundprämie auch stärker von männlichen Risiken unterscheiden und einen in Schilling gemessen höheren Nachlass verdienen.

Die Beurteilung einer geschlechtsspezifischen Diskriminierung setzt somit (a) eine "gültige" Auswahl von Tarifmerkmalen und (b) eine spezifische Tarifstruktur voraus. Scoring-Verfahren oder einfacher Regressionsschätzungen, die nicht die relevante Tarifstruktur abbilden, ermöglichen keine stichhaltige Evidenz. Diese Arbeit wird Beispiele dafür bringen.

Die relevanten Aussagen dieser Arbeit basieren auf s.g. "Allgemeinen Tarifmodellen". Dies ist eine Klasse von Schätzmodellen, deren statistische Theorie in Fels (1998a) und Fels (1999) entwickelt wurde. Mit Maximum-Likelihood-Schätzern können exakte Bedarfswerte für jene Tarife bestimmt werden, welche für Grundtarife, die hierzulande etwa von der kW-Klasse abhängen, einheitliche Zuschläge - seien es Lady- oder Regionalrabatte - vorsehen. Sieht man von kompliziert strukturierten Bündelversicherungen ab, lassen sich wohl alle derzeit in der Sachversicherung angewandten Tarife auf diese Grundstruktur zurückführen.

¹) Hier ist „unterversichert“ als deutscher Jargonausdruck für „untertarifert“ zu verstehen.

²) Seidel K., Schäfer K. (1998), Versicherungswirtschaft, Heft 1/1998, Seite 21.

Erst wenn das statistische Modell genau diese für die Praxis relevante Struktur abbildet, wird ist es möglich, den Einfluss einzelner Tarifkriterien zu quantifizieren, ihre Berechtigung im Tarif zu beurteilen und gängige Fragestellungen, wie etwa: "Um wieviel muß der Grundtarif erhöht werden, wenn wir einen 20%igen Garagenrabatt einführen?" zu beantworten.

Struktur der Arbeit:

Abschnitt II stellt zunächst die methodischen Grundlagen dieser Analysen dar. In Abschnitt III wird das zugrundeliegende Datenmaterial vorgestellt sowie mit bivariaten Analysen (Abschnitt III.D) und linearen Modellen (Abschnitt III.E) durchleuchtet. Dies bietet wesentliche Einsichten in die Datenstruktur. Allerdings kann aufgrund der linearen Schätzungen nicht beurteilt werden, ob generelle Ladyrabatte auch dann berechtigt

sind, wenn bereits junge Männer und Frauen getrennt tarifiert werden. Erst nach korrekter Spezifikation der Verteilung und der Analyse mit Allgemeinen Tarifmodellen wird Abschnitt IV klare Evidenz für Ladyrabatte bieten: Bei jungen Risiken sind sie aufgrund des hohen Bedarfs junger Männer gerechtfertigt. Bei älteren, wo keine deutlichen geschlechtsspezifischen Bedarfsabweichungen auftreten, sollten Ladyrabatte zur Kompensation des bei Frauen geringeren Bonus-Rabatts gewährt werden.

Während der Statistiker auch die im Anhang dokumentierten Schätzgleichungen würdigen wird, mag der hastige, an den praktischen Ergebnissen interessierte Leser schon aufgrund der hervorgehobenen Zwischenresümees einen schnellen Einblick gewinnen.

INHALTSÜBERSICHT

<i>Kapitel</i>	<i>Seite</i>
I Vorbemerkung	28
II Zur Schätzung von Tarifmodellen	30
III Datenbasis und Dateninspektion	33
IV Allgemeine Tarifmodelle	40
V Zusammenfassung	49
ANHANG	
Verwendete Abkürzungen und Codes	50
Lineare Tarifmodelle	51
Alters-Geschlechts-Tarife	55
Schadenbedarfsmodelle	57
Tarifmodelle mit Fahrzeugcharakteristika	58

II. Zur Schätzung von Tarifmodellen

A. Die Struktur Allgemeiner Tarifmodelle

Im allgemeinen bestehen Tarife aus spezifischen Basistarifen für einzelne Risikogruppen, welche zur Berücksichtigung weiterer Risikokriterien durch einheitliche Zu- und Abschläge ergänzt werden:

$$\begin{array}{l}
 \boxed{\begin{array}{l}
 \text{Prämie für Risiken,} \\
 \text{die durch die Kriterien} \\
 X_1, X_2, \dots \text{ und} \\
 Z_1, Z_2, \dots \\
 \text{beschrieben sind}
 \end{array}} = \left(\begin{array}{l}
 \text{Basistarif} \\
 \text{für Risiken, die} \\
 \text{die Kriterien} \\
 X_1, X_2, \dots \\
 \text{erfüllen}
 \end{array} \right) * \left(\begin{array}{l}
 \text{Zuschläge} \\
 \text{und Rabatte} \\
 \text{für die} \\
 \text{Risikokriterien} \\
 Z_1, Z_2, \dots
 \end{array} \right)
 \end{array}$$

oder:

$$\boxed{\begin{array}{l}
 \text{Prämie gegeben} \\
 X_1, X_2, \dots; Z_1, Z_2, \dots
 \end{array}} = (\alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots) \cdot \text{Exp}\{\beta_1 Z_1 + \beta_2 Z_2 + \dots\}$$

Wir kennen keinen in der Praxis verwendeten Tarif, der nicht in dieser Form dargestellt werden kann. In der versicherungsmathematischen Literatur werden dagegen nach wie vor fast ausschließlich lineare Modelle oder Verallgemeinerte Lineare Modelle (GLM) diskutiert. Erstere erlauben lediglich den linearen Basistarif zu schätzen, letztere spezifizieren die Beziehung zwischen Tarifkriterien zumeist in einer für die Tarifierung nicht übersetzbaren Struktur.

Zur Schätzung der relevanten Tarifparameter (α und β) ist diese Tarifstruktur auf den Bedarf je Jahreseinheit zu projizieren. Wir unterstellen, dass für die mittleren Leistungen (y_t) einer w_t Jahreseinheiten repräsentierenden Gruppe

$$A1: \mathbf{E}(y_t | X_t, Z_t) = \mu_t$$

$$A2: \mathbf{Var}(y_t | X_t, Z_t) = v/w_t$$

gilt. Werden die Verteilungen explizit in μ_t und v parametrisiert, so ergeben sich etwa die in Tabelle 1 wiedergegebenen Ableitungen der Likelihood. Fels (1998a) gibt auch entsprechende Ableitungen für eine Reihe anderer diskreter und kontinuierlicher Verteilungen, wie der Lognormal- und der Lagrange-Poisson Verteilung, an. Die Klasse der Verteilungen, für die entsprechende ML-Schätzer abgeleitet werden, ist nicht auf die Exponentialfamilie beschränkt. Die relevanten Ableitungen nach den Tarifparametern sind jeweils nach der Kettenregel³ zu bilden.

³) Also $\partial \mathcal{L}_t / \partial \alpha_i = X_{t,i} \cdot \exp\{Z_t \beta\} \partial \mathcal{L}_t / \partial \mu_t$ etc.

	Gamma	Inverse Gaussian
Log-Likelihood $\mathcal{L}_{t(\dots, y_t)}$	$-\frac{w_t y_t}{v \mu_t} + \frac{w_t}{v} \ln\left(\frac{w_t y_t}{v \mu_t}\right) - \ln(y_t d(w_t/v))$	$-\frac{w_t}{2v} \left(\frac{y_t}{\mu_t^2} - \frac{2}{\mu_t} + \frac{1}{y_t} \right) - \frac{1}{2} \ln(2e y_t^3 v/w_t)$
Var(y_t)	$v \mu_t^2 / w_t$	$v \mu_t^3 / w_t$
Hilfsgrößen bei $E(y_t) = \check{y}_t$	$q_t = w_t \cdot [y_t / \check{y}_t - 1] / v$ $\mathcal{D}_t = w_t \cdot [y_t / \check{y}_t - 1]^2$	$\mathcal{D}_t = w_t \cdot (y_t^{-1} - \check{y}_t^{-1})$
$\partial \mathcal{L}_t / \partial \mu_t$	$\frac{w_t}{v} \cdot \frac{y_t - \check{y}_t}{\check{y}_t^2} = q_t / \check{y}_t$	$- \mathcal{D}_t y_t / (v \check{y}_t^2)$
$\partial \mathcal{L}_t / \partial v$	$\frac{q_t}{v} - \frac{w_t}{v^2} \left(\ln\left(\frac{w_t y_t}{v \check{y}_t}\right) - \Psi\left(\frac{w_t}{v}\right) \right)$	$\frac{y_t \mathcal{D}_t^2}{2 w_t v^2} - \frac{1}{2v}$
$\partial^2 \mathcal{L}_t / \partial \mu_t^2$	$\frac{w_t}{v \check{y}_t^2} \cdot \left(1 - 2 \frac{y_t}{\check{y}_t} \right)$	$\frac{y_t (2 \mathcal{D}_t - w_t / \check{y}_t)}{v \check{y}_t^3}$
$\partial^2 \mathcal{L}_t / \partial \mu_t \partial v$	$-\frac{w_t (y_t - \check{y}_t)}{v^2 \check{y}_t^2} = -q_t / (\check{y}_t v)$	$y_t \mathcal{D}_t / (v \check{y}_t)^2$
$\partial^2 \mathcal{L}_t / \partial v^2$	$\frac{2}{v^2} \left(\frac{1}{4} + \frac{w_t}{v} \ln\left(\frac{y_t}{\check{y}_t}\right) - q_t \right) + \frac{\mathbf{R}(w_t/v)}{v^2}$	$\frac{1}{2 v^2} - \frac{y_t \mathcal{D}_t^2}{w_t v^3}$

Tabelle 1: Log-Likelihood-Ableitungen für die Gamma- und die Wald-Verteilung.

$d(\cdot)$ steht für die Gammafunktion, Ψ für die Digamma-Funktion, d.h.

$\Psi(x) = d \ln \Gamma(x) / dx$ und $\mathbf{R}(x) = \Psi'(x) = \frac{1}{x} + \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{1}{k+kx} - \frac{1}{k} \right) \approx 0$.

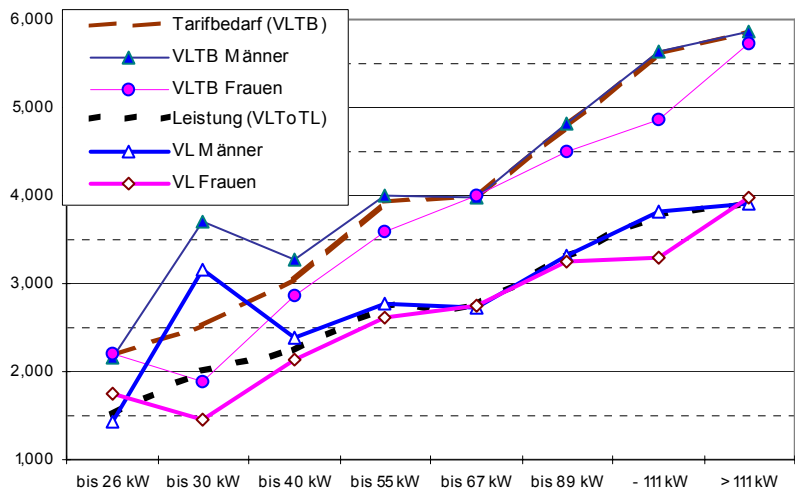
B. Erfassung der Bonusrabatte im Tarifmodell

Sofern für eine Risikogruppe t mit einheitlichem Systemfaktor $BMRaba_t$ je Jahreseinheit Leistungen in Höhe von $VLToTL_t$ anfallen, ergibt sich der für die BM-Grundstufe anzusetzende Netto-Tarifprämienbedarf ($VLTB_t$) durch

$$VLTB_t = VLToTL_t / BMRaba_t \quad [1]$$

Fällt beispielsweise bei Risiken der Systemstufe 04 (30% Rabatt, d.h. $BMRaba_t=0,7$) ein Nettobedarf von $VLToTL_t = 2.800.-$ an, so ist für diese Gruppe nach Bereinigung der Leistungen um den spezifischen Systemverlust ein Grundprämienbedarf (Stufe 09) von $VLTB_t = 2.800/0,7 = 4.000.-$ anzusetzen⁴.

⁴) Analog gilt für die reinen Rechnungsjahreszahlungen: $VLbm_t = VLrjt / BMRaba_t$



Gegeben die Risikocharakteristika $X_{t,1}, X_{t,2}, \dots, X_{t,kx}, Z_{t,1}, Z_{t,2}, \dots, Z_{t,kz}$ wird der Tarifprämienbedarf in einem allgemeinen Tarifmodell durch folgendes Schätzmodell für die reinen Leistungen bestimmt:

$$E_a(VLT to TL_t) = [\alpha_0 + \alpha_1 X_{t,1} + \alpha_2 X_{t,2} + \dots + \alpha_{kx} X_{t,kx}] \cdot \exp\{\beta_1 Z_{t,1} + \beta_2 Z_{t,2} + \dots + \beta_{kz} Z_{t,kz}\} \cdot \text{Exp}\{\ln(BMRaba_t)\} \quad [2]$$

Die Koeffizienten α beziehen sich auf den durch die Variablen X_t beschriebenen Grundtarif, während die Koeffizienten β Zu- und Abschläge für spezielle, durch die Variablen Z_t charakterisierte Risikogruppen darstellen. Die Variable $\ln(BMRaba_t)$ wirkt hier als eine globale Zuschlagsvariable ($Z_{t,i}$); ihr β - Koeffizient wird aber gleich 1 gesetzt. Die geschätzten α - und β - Parameter sind bereits die für den Tarif relevanten Nettorisikoladungen. Wird hier $BMRaba_t=1$ gesetzt, so bildet [2] bereits den tatsächlichen Prämienbedarf (VLTB) der Bonus-Malus Grundstufe ab.

Wird für alle Risikozelle in jeder Systemstufe $VLTB_t = VLT to TL_t / BMRaba_t$ gesetzt, so kann durch Schätzung von

$$E_a(VLTB_t) = [\alpha_0 + \alpha_1 X_{t,1} + \alpha_2 X_{t,2} + \dots] \cdot \exp\{\beta_1 Z_{t,1} + \beta_2 Z_{t,2} + \dots + \beta_{kz} Z_{t,kz}\} \quad [3]$$

der Tarifbedarf gemäß Gleichung [2] unverzerrt und effizient bestimmt werden. Im Rahmen linearer Regressionsmodelle ($k_z=0$) ist dies die einzige Möglichkeit, den Systemverlust abzubilden.

III. Datenbasis und Dateninspektion

C. Datenquelle

Die folgende Analyse basiert auf den vom VVO für die Kfz-Versicherer auf CD-ROM aufbereiteten Daten "Zukunftsorientierte Kfz-Schadenbedarfstatistik", Version 1996/1997, welche rund 47% des KH-Marktes von 1996 repräsentiert⁵.

In den folgenden Analysen betrachtete relevante Kenngrößen des Risikoverlaufs⁶ sind Leistungen mit (VLToTL⁷) und ohne Reserve (VLRj). Daneben werden die um den Systemverlust bereinigten Bedarfswerte für ein Risiko der BM-Grundstufe ebenso mit (VLTB⁸) und ohne Reserve (VLbm) analysiert.

Der Gesamt-Tarifprämienbedarf incl. Reserve (VLTB) liegt in dem Sample bei grob 4000.-. Die Leistungen ohne Reserven, die mit rund 2350,- wesentlich niedriger liegen, sind mit dem Rechnungsjahresbedarf (VLbm) hoch korreliert.

D. Bivariate Zusammenhänge

In Tabelle 2 (Seite 34) sind die Korrelationen zwischen wesentlichen Variablen dargestellt. Da sie auf voraggregierten Daten basieren, zeigen sie, wie gut Abweichungen des Bedarfs zwischen den Risikogruppen - nicht aber unbedingt zwischen Einzelindividuen - durch Tarifkriterien modelliert werden können: Eine deutliche Korrelation zwischen einem Risikocharakteristikum und den Bedarfsgrößen zeigt einen bivariaten linearen Zusammenhang, der eventuell zur Tarifierung und Risikosegmentierung sinnvoll eingesetzt werden könnte.

Die Rechnungsjahreszahlungen vor und nach der Bonus-Malus-Bereinigung (VLRj und VLbm) ist mit den Gesamtleistungen incl. Reserve (VLToTL bzw. VLTB) hoch korreliert. Da sich zudem die Korrelationen gegenüber anderen Variablen kaum von jenen bei VLbm unterscheiden, können qualitative Aussagen über VLbm im wesentlichen auf VLTB übertragen werden und vice versa.

Deutliche Korrelationen ergeben sich naturgemäß zwischen der Schadenhäufigkeit (SH), den Bedarfswerten sowie dem mittleren Bonus-Rabatt. Die Korrelation von 0,74 zwischen SH und BMRaba zeigt, dass 55% ($=0,74^2$) der Varianz der Schadenhäufigkeit bereits durch unterschiedliche Systemrabatte abgefangen werden kann. Die BM-Klassifikation ist nicht nur die essentiellste Kenngröße zur Modellierung der Schadenfrequenz, sondern

⁵) Insgesamt wurden 1,6 Mio. Pkw-Risiken mit 1,2 Millionen Jahreseinheiten (JE) Versicherungsschutz erfasst. Datensätze, bei denen Angaben über das Geschlecht (etwa 15% der JE) oder relevante Kenngrößen wie das Alter (etwa 22% der JE) fehlten, wurden von der Berechnung ausgeschlossen. Für die Analyse von Pkw mit bis zu 6 Sitzplätzen verbleiben dann grob 1,2 Mio. Polizen mit insgesamt etwa 900.000 JE Versicherungsschutz.

⁶) Für genaue Definition dieser und der übrigen verwendeten Variablen sei auf das "Handbuch zur CD-Rom", VVO (1998) verwiesen.

⁷) Nach der Nomenklatur der CD-Rom ist $VLToTL = (VLSuL + VLResL)/JE$.

⁸) Nach der Nomenklatur der CD-Rom ist $VLTB = (VLSuL + VLResL)/(JE \cdot BMRaba)$.

		Korrelationsmatrix basierend auf 1645 Beobachtungen ⁹ gewichtet mit den Jahreseinheiten (JE)								
Geschlechtscode	GSchL	GSchL								
Alter, codiert	VNAge9	-0.106	VNAge9							
kW-Klasse	kWC8	-0.230	0.049	kWC8						
Systemfaktor	BMRaba	0.117	-0.469	-0.091	BMRaba					
Rj-Leistung	VLrj	-0.069	-0.387	0.194	0.672	VLrj	Bedarfs			
Rj-Tarifbedarf für Zahlungen	VLbm	-0.146	-0.194	0.327	0.298	0.863	VLbm	-werte		
Totale Leistung	VLToTL	-0.078	-0.393	0.211	0.665	0.954	0.800	VLToTL		
Total Tarifbedarf	VLTB	-0.154	-0.216	0.358	0.307	0.822	0.914	0.876	VLTB	
Schadenhäufigkeit	SH	(-0.02)	-0.368	0.214	0.741	0.914	0.749	0.903	0.750	SH
kW-Klassen:	kW__b26	-0.020	0.000	-0.208	-0.020	-0.052	-0.081	-0.049	-0.075	-0.058
26 bis 30 kW	kW26b30	-0.040	(-0.00)	-0.136	-0.020	(-0.02)	(-0.03)	(-0.02)	(-0.04)	(-0.03)
26 bis 40 kW	kW26b40	0.227	(-0.04)	-0.604	0.092	-0.127	-0.224	-0.135	-0.241	-0.125
30 bis 40 kW	kW30b40	0.222	(-0.04)	-0.586	0.090	-0.125	-0.220	-0.132	-0.236	-0.122
etc.	kW40b55	-0.020	(-0.00)	-0.327	-0.010	(-0.03)	(-0.05)	(-0.03)	-0.054	(-0.04)
	kW55b67	-0.090	-0.010	0.158	-0.053	(-0.02)	(-0.00)	(-0.02)	(-0.00)	(-0.03)
	kW67b89	-0.108	-0.010	0.472	(-0.04)	0.108	0.165	0.105	0.163	0.119
	kW89b111	-0.077	-0.020	0.446	(-0.03)	0.089	0.148	0.110	0.184	0.091
	kWgt111	-0.057	-0.030	0.451	(-0.01)	0.087	0.147	0.097	0.165	0.117
Geschlecht:	Mann	-0.994	0.110	0.236	-0.120	0.069	0.148	0.079	0.157	(0.02)
Frauen	Frau	0.977	-0.113	-0.238	0.122	-0.069	-0.149	-0.079	-0.158	(-0.02)
Juristische P.	JurPers	0.180	-0.030	-0.020	(-0.01)	(-0.00)	0.000	(-0.00)	-0.010	(-0.01)
Männer bis 24	Mannb24J	-0.182	-0.471	-0.020	0.300	0.468	0.376	0.486	0.409	0.438
Frauen bis 24	Fraub24J	0.296	-0.381	-0.123	0.239	0.118	-0.020	0.104	-0.010	0.137
Jahreseinheiten	JE	-0.298	0.137	-0.161	-0.357	-0.274	-0.162	-0.273	-0.165	-0.304
	Variable	GSchL	VNAge9	kWC8	BMRaba	VLrj	VLbm	VLToTL	VLTB	SH
Mittelwert		1.333	6.016	5.578	0.669	1644.2	2342.1	2826.1	4020.4	0.102
Standardabweichung		0.477	1.834	1.316	0.222	1199.2	1166.9	2106.5	2009.3	0.058

Tabelle 2: Korrelationen

Statistisch schwache Korrelationen sind in Klammern wiedergegeben (Alpha=0.050).

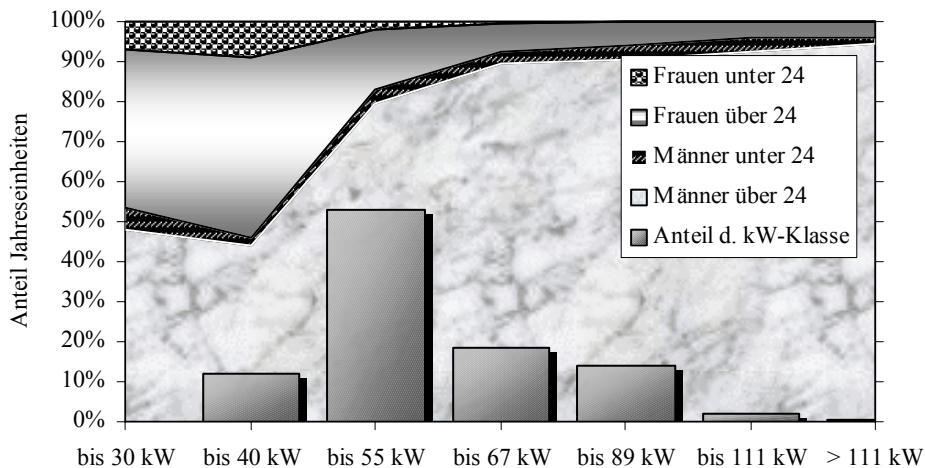
auch zur Prognose der Leistungen (VLrj und VLToTL). Alle anderen untersuchten Faktoren weisen wesentlich schwächere Korrelationen mit den Leistungen auf.

Die Rechnungsjahresleistungen (VLrj) hängen darüber hinaus sehr stark vom Alter des VN, dem Alter des Fahrzeugs und der kW-Klasse ab. Das Geschlecht hat bei Korrelationen in der Größe von 0,07 einen damit verglichen nur geringen Einfluss auf die Höhe der Leistungen. Anders sieht es dagegen bei Abweichungen zwischen den - um die zugestandenen BM-Rabatte - bereinigten Bedarfswerten für Tarifgrundprämien (VLbm bzw. VLTB) aus: Eine Bedarfsdifferenzierung im Grundtarif ist vorallem aufgrund der kW-

⁹⁾ Basierend auf der VVO-Datei K_6_235.D, wobei Datensätze ohne Angabe des Geschlechts (GSchl), des Alters (VNAge9), der kW- oder der Sitzplatzklasse (kWC8 bzw. SPgt6) ausgeschieden wurden. Zu den verwendeten Abkürzungen siehe Anhang A, Seite 50.

Klasse (kW-C8) angebracht ($r=0.327$ bzw. $0,358$). Mit der kW-Klasse steigt die Korrelation mit dem Tarifprämienbedarf deutlich an.

Fast ebenso relevant wären Zuschläge für junge Risiken (Variable 18b20J). Eine gesonderte Tarifierung der 18- bis 20-Jährigen erscheint allerdings problematisch, da auf sie nur etwa 3% des Bestands entfallen. Tarifprämien, die mit dem Alter grundsätzlich sinken, sind jedoch auch nach der Berücksichtigung des BM-Systems angebracht.



Interessant ist, dass das Geschlecht im Grundtarif deutlicher berücksichtigt werden sollte als es aufgrund der Rechnungsjahresleistungen notwendig wäre. Wie die Korrelationsmatrix auf Seite 34 zeigt, erhalten Frauen weniger Bonus, obwohl ihre Schadenhäufigkeit nicht signifikant von der der Männer abweicht¹⁰. Dass keine geschlechtsspezifischen Schadenhäufigkeiten beobachtet werden können, mag mit der Präferenz von Frauen für leichtere Pkws zusammenhängen. Die geringeren Bonis der Frauen können damit aber nicht erklärt werden. Bei gleichen Schadenhäufigkeiten können sie nur auf kürzere Beobachtungsperioden zurückgeführt werden. Tatsächlich sind Versicherungsnehmerinnen auch tendenziell jünger als Versicherungsnehmer. Insbesondere in den Altersklassen ab 55 Jahren treten Frauen signifikant seltener auf.

Diese bivariaten Betrachtungen bieten nur eine erste Evidenz. Eine Identifikation des Wechselspiels zwischen Bonus-Alter und kW-Klasse muss in einer multivariaten Analyse erfolgen.

Zwischenresumee 1: *Das BM-System ist im allgemeinen das relevanteste Instrument der Risikoklassifikation.*

Zwischenresumee 2: *Aufgrund des BM-Systems werden Frauen diskriminiert, da ihnen im Vergleich zu den im Schnitt älteren männlichen Versicherungsnehmern weniger Bonus gewährt wird.*

¹⁰) $r(\text{Frau, BMRabat})=0.12$; $r(\text{Frau, SH})=-0.02$.

E. Lineare Regressionsmodelle für den Grundtarif

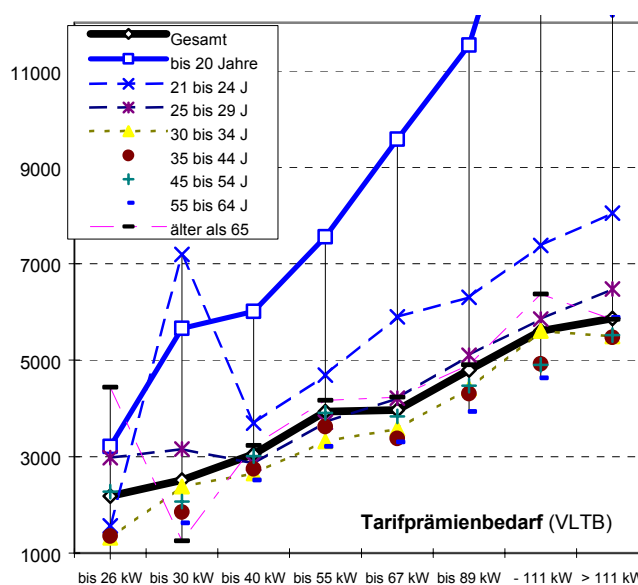
In diesem Abschnitt werden lineare Tarifmodelle, wie sie etwa auch von Lemaire (1985) abgehandelt wurden, diskutiert. Der erwartete Grundprämienbedarf in BM-Stufe 09 wird dabei durch

$$E_i(\text{VLTB}_t) = [\alpha_0 + \alpha_1 X_{t,1} + \alpha_2 X_{t,2} + \dots + \alpha_{kx} X_{t,kx}] \quad [4]$$

modelliert, wobei der zu erklärende Tarifbedarf je Zelle $\text{VLTB}_t = \text{VLToTL}_t / \text{BMRaba}_t$ entspricht. Das ist der Gesamtprämienbedarf je Jahreseinheit nach Aufwertung um den jeweiligen risikospezifischen Bonus-Verlust.

Allein durch die reine kW-Staffelung können rund 13% der Varianz der voraggregierten Daten erklärt werden. Die Modellierung kann durch Dummies für jede kW-Klasse oder durch einen von der kW-Klassennummer abhängigen Verlauf erfolgen. Der Vergleich der in Anhang B wiedergegebenen Schätzungen zeigt, dass die sparsamere 7 - parametrische Spezifikation (Modell B.2) zu bevorzugen ist.

In Deutschland wurde spekuliert, dass dem Alter des Versicherten als Tarifkriterium keine Bedeutung zukommen könne, da der hohe Bedarf junger Fahrer im wesentlichen durch deren geringere Rabatte nach der SF-Klassifikation kompensiert würde¹¹. Da zwischen den Boni, welche von der Dauer des Versicherungsverhältnisses abhängen, und dem Lebensalter des VN keine eindeutige Beziehung besteht, ist dieses Argument kaum haltbar. Dennoch werden in der Praxis ältere Versicherungsnehmer im Schnitt höhere Boni erhalten. Tatsächlich sind auch die Korrelationen zwischen dem Alter und den Bonus-bereinigten Tarifbedarfswerten (VLTB) schwächer als jene gegenüber den reinen Leistungen, es bleibt jedoch in Österreich - wie übrigens auch in Deutschland - noch eine aussagefähige Beziehung zwischen Alter und Tarifbedarf: Der Tarifbedarf der 18- bis 20-Jährigen liegt um mehr als 3.000,- über dem der nächsten Altersgruppe¹². Da für diese jüngsten Risiken eine bedarfsgerechte Tarifierung am Markt schlicht undurchsetzbar erscheint, betrachten wir im Folgenden nur Alterstarife mit einer einheitlichen Tarifierung der breiteren Klasse



zukunft kommen könnte, da der hohe Bedarf junger Fahrer im wesentlichen durch deren geringere Rabatte nach der SF-Klassifikation kompensiert würde¹¹. Da zwischen den Boni, welche von der Dauer des Versicherungsverhältnisses abhängen, und dem Lebensalter des VN keine eindeutige Beziehung besteht, ist dieses Argument kaum haltbar. Dennoch werden in der Praxis ältere Versicherungsnehmer im Schnitt höhere Boni erhalten. Tatsächlich sind auch die Korrelationen zwischen dem Alter und den Bonus-bereinigten Tarifbedarfswerten (VLTB) schwächer als jene gegenüber den reinen Leistungen, es bleibt jedoch in Österreich - wie übrigens auch in Deutschland - noch eine aussagefähige Beziehung zwischen Alter und Tarifbedarf: Der Tarifbedarf der 18- bis 20-Jährigen liegt um mehr als 3.000,- über dem der nächsten Altersgruppe¹². Da für diese jüngsten Risiken eine bedarfsgerechte Tarifierung am Markt schlicht undurchsetzbar erscheint, betrachten wir im Folgenden nur Alterstarife mit einer einheitlichen Tarifierung der breiteren Klasse

¹¹) Seidel K., Schäfer K, (1998), Seite 21.

¹²) Siehe Schätzergebnisse in Anhang B.2, Modell B.4.

der 18- bis 24-Jährigen¹³. Selbst mit einem solchen gröberen Alterstarif kann allerdings die Streuung der Bedarfswerte zu 28% erklärt werden¹⁴.

Bis zur Altersklasse der 30 bis 45-jährigen sinkt der Bedarf, steigt aber dann bei 45 bis 55-jährigen wieder leicht an. Als günstigste Altersklasse erweisen sich die 55- bis 64-jährigen. Noch ältere Versicherte (über 65 Jahre) stellen sich ungünstiger dar.

Eine so feine Gliederung des Tarifs nach Altersklassen ist zwar statistisch aussagefähig, jedoch ökonomisch problematisch, da der Verlauf zum einen für Jüngere extrem stark angehoben werden müsste und mit dem Alter nicht einheitlich sinkt.

Eine Geschlechtsdifferenzierung im Rahmen eines reinen kW-Tarifs hat gerade die gegenteilige Wirkung: Die bedarfsgerechten Frauennachlässe von etwa 335,- dürften am Markt leicht umsetzbar sein. Allerdings kann diese Geschlechtsdifferenzierung die Risikogerechtigkeit des Tarifs nur geringfügig verbessern¹⁵.

Bei Ergänzung eines kW-Tarifs um alters- und geschlechtsspezifische Elemente stellt sich der Indikator für Frauen als aussagefähiger dar: Modell B.6 (s. S. 52) zeigt, dass für Frauen ein um 400,- günstigerer Grundtarif angeboten werden könnte. Gegenüber einer reinen Altersdiskriminierung (Modell B.3) müssten die Zuschläge für junge Risiken kaum verändert werden. Risiken über 55 Jahre könnten um etwa 50,- günstiger tarifiert werden als in Modellen ohne Lady-Tarif (Vergleich mit Modell B.3).

Zwischenresumee 3: *Im Rahmen eines linearen kW-Tarifs kann durch Geschlechtsdifferenzierung nur eine geringe Verbesserung der Risikogerechtigkeit erreicht werden. In Kombination mit einer Altersdifferenzierung ermöglicht die Geschlechtsdifferenzierung jedoch die Bildung statistisch aussagefähiger Risikogruppen.*

Die vorliegenden Ergebnisse lassen vermuten, dass nicht nur Alter und Geschlecht additiv, sondern darüber hinaus Wechselwirkungen von Alter und Geschlecht einen Einfluss auf den Bedarfstarif haben. Die Gruppe der bis 24-jährigen Männer weist auch bei Berücksichtigung der Alters- und Geschlechtsgliederung einen signifikant schlechten Verlauf auf¹⁶. Werden differenzierte Altersklassen mit spezifischen Seniorentarifen gebildet, könnten 37% der Varianz der Bedarfstarife erklärt werden (Modell B.7). Modell B.8 (Seite 53) zeigt, dass selbst bei einer rudimentären Altersdifferenzierung mit nur 11 Tarifparametern über 30% der Varianz zwischen den hier 1645 Risikogruppen modelliert werden können. Für VN über 24 Jahre wäre der Grundtarif für Frauen einheitlich um 132,- günstiger als bei Männern derselben kW- und Altersstaffel anzusetzen. Im Verhältnis zu einem über 30-jährigen Mann wären Männer und Frauen bis zu 24 Jahren um 3.344,- bzw. 771,- (=903 - 132) höher zu tarifieren.

¹³) Würde Modell B.3 um eine Klasse für 18- bis 20-jährige Risiken ergänzt, so könnte R^2c von 0,27 noch auf 0,33 angehoben werden (siehe Modell B.4). Der Zuschlag für 20- bis 24-jährige könnte dadurch zwar von 2.468,- auf 1.544,- gesenkt werden, für noch jüngere käme es allerdings zu einem Anheben des Zuschlags von 2.468,- auf 4.739,-.

¹⁴) Siehe Anhang B.2, Modell B.3.

¹⁵) Siehe OLS-Schätzung Modell B.5 auf S. 51. Das Theilsche korrigierte multiple Bestimmtheitsmaß R^2c steigt von 0,132 (Modell B.2, ohne ‚Frau‘) auf 0,137 (Modell B.5).

¹⁶) Siehe Einfluss der Variablen ‚Mannb24J‘ in den in Anhang B.4 wiedergegebenen Regressionsgleichungen (Seite 53).

Allerdings kann bei Modell B.8 nicht stichhaltig beurteilt werden, ob auch für Frauen über 24 Jahre niedrigere Tarifprämien anzusetzen sind. Auch Tests anhand eines feiner disaggregierten Datensets bieten keine klare Evidenz zu dieser Frage¹⁷.

Die Struktur von Modell B.8 bestätigt sich auch zur Modellierung des Rj-Tarifbedarfs ohne Reserve¹⁸. Wieder sind mit Ausnahme des problematischen Parameters für Frauen über 24 Jahre alle relevanten Koeffizienten statistisch signifikant.

Modell	B.1	B.2	B.3	B.5	B.6	B.8
KW	alle kW- Staffeln	kW ² - Modell	kW + Alter	kW + Sex	kW + Sex + Alter	kW + Sex*Alter
Tarife für durchschnittliches Risiko (mittleres Alter / Geschlecht)						
b26	2,062	2,011	1,930	2,066	1,997	2,024
26b30	2,751	2,877	2,802	2,926	2,860	2,888
30b40	3,052	3,052	2,962	3,126	3,048	3,086
40b55	3,874	3,873	3,857	3,878	3,865	3,869
55b67	4,001	4,002	4,042	3,971	4,006	3,986
67b89	4,769	4,769	4,813	4,729	4,765	4,738
89b111	5,551	5,551	5,631	5,499	5,572	5,552
gt111	5,929	5,929	6,077	5,876	6,017	6,013

Tabelle 3

Auch zur Modellierung der Leistungen (ohne Berücksichtigung des BM-Verlusts) erweist sich die Struktur von Modell B.8 als zufriedenstellend. Der Erklärungsbeitrag ist kaum kleiner als jener, der bei einer für die Leistungen optimierten Spezifikation erzielt werden könnte (Modell B.10, Seite 54). Allerdings zeigt sich auch hier, dass unter Berücksichtigung des Alters und des Effekts junger Männer die mittleren Leistungen bei Frauen nur um 130,- unter jenen von Männern liegen. Ein genereller Geschlechtseinfluss kann nur bei Tests mit 10%igem Signifikanzniveau akzeptiert werden. D.h., es kann nicht stichhaltig bestätigt werden, dass, wie in Abschnitt D vermutet, eine Geschlechtsdifferenzierung des Tarifs im wesentlichen zur Kompensation des bei Frauen im Schnitt geringeren BM-Rabatts, nicht aber aufgrund unterschiedlicher Leistungen angebracht ist. Dennoch erlaubt ein Vergleich der Parameter der Bedarfsschätzung mit der Tarifschätzung nach Modell B.8 die Aussage:

Zwischenresumee 4: *Geschlechtsspezifische Unterschiede in der reinen Leistungsverteilung treten vor allem bei jungen VN auf. Auch bei risikogerechter Tarifierung junger Männer sollte zur Kompensation geringerer Boni bei Frauen, die Geschlechtsdifferenzierung im Tarif stärker ausfallen, als aufgrund des Abweichens der Nettobedarfswerte (VLTB) angebracht wäre.*

Wird die Tarifierung nach kW-Klassen an Bedeutung verlieren, wenn personenspezifischeren Kriterien berücksichtigt werden? Tabelle 3 zeigt, dass das nicht der Fall ist: Die

¹⁷) Siehe Schätzgleichungen und Kommentare in Anhang B.4 (Seite 53).

¹⁸) Siehe Gleichungen für VLbm in Anhang B.5 (Seite 54).

Ergänzung des reinen kW-Tarifs um alters- und geschlechtsspezifische Kriterien tangiert die optimale kW-Tarifierung kaum¹⁹.

Zwischenresumee 5: *Die optimale mittlere kW-Tarifprogression bleibt bei Berücksichtigung von geschlechts- und altersspezifischen Tarifkriterien im wesentlichen erhalten²⁰.*

Für einzelne Risikogruppen kommt es bei unterschiedlichen Tarifmodellen jedoch zu erheblicheren Anpassungen. Tabelle 4 zeigt, das selbst bei der stark besetzten Gruppe von Männern mittleren Alters infolge der verfeinerten Tarifierung innerhalb der kW-Staffeln durchwegs Abweichungen von 10% auftreten. Durch Berücksichtigung eines Zuschlags für jüngere Risiken können die Tarife für Männer mittleren Alters deutlich, und zwar um grob 400,- reduziert werden (Modell B.3 gegenüber Modell B.2). Bei Berücksichtigung von Alters- und Geschlechtskriterien dominiert bei Männer mittleren Alters der Alterseffekt den Geschlechtseffekt, sodass diese Gruppe günstiger als im undifferenzierten Modell (Modell B.2) bedient werden könnte.

Modell	B.1	B.2	B.3	B.5	B.6	B.8
kW	alle kW-Staffeln	kW ² -Modell	kW + Alter	kW + Sex	kW + Sex + Alter	kW + Sex*Alter
Tarife für Männer zwischen 30 und 45 Jahren (Normrisiko)						
b26	2,062	2,011	1,535	2,176	1,741	1,774
26b30	2,751	2,877	2,407	3,036	2,604	2,638
30b40	3,052	3,052	2,567	3,236	2,792	2,836
40b55	3,874	3,873	3,462	3,988	3,609	3,619
55b67	4,001	4,002	3,647	4,081	3,750	3,736
67b89	4,769	4,769	4,418	4,839	4,510	4,488
89b111	5,551	5,551	5,236	5,609	5,316	5,302
gt111	5,929	5,929	5,682	5,986	5,761	5,763
Abweichung bei jüngeren Männer						
Alter:	bis 24 J.	2,468	0	2,478	3,344	
	24-29 J.	440	0	450	343	
Abweichung für Frauen gegenüber Männern von 30 bis 45 Jahren						
Alter:	bis 24 J.	2,468	-336	2,084	771	
	24-29 J.	440	-336	55	210	
	30-45 J.	0	-336	-394	-132	

Tabelle 4

¹⁹) Für ein durchschnittliches Risiko ändern sich die Nettobedarfsprämien innerhalb einer kW-Staffel bei verfeinerter Tarifierung um höchstens 202,- (Modell B.3 gegenüber Modell B.5 bei Fahrzeugen über 111 kW). Bei Pkw mit 40 bis 50 kW treten überhaupt nur Divergenzen von maximal 21,- auf.

²⁰) Dieser Schluss wäre, freilich weniger illustrativ und etwas formaler zu begründen, bereits angesichts der Analyse der Korrelationsmatrix möglich gewesen. Die Matrix (Seite 34) zeigt, dass die Korrelationen zwischen dem Geschlecht und den kW-Dummies gering, jene zwischen den Alters-Dummies und dem kW-Code i.d.R. sogar zu vernachlässigen sind.

IV. Allgemeine Tarifmodelle

F. Spezifikation der Tarifmodelle

Im folgenden Abschnitt werden Allgemeine Tarifmodelle²¹ unter Annahme einer Gamma-Verteilung²² geschätzt. Diese differenzierteren Analysen werden anhand eines feiner disaggregierten Datensets mit 6195 Datensätzen vorgenommen²³.

Aufgrund der zufriedenstellenden linearen Schätzungen von Modell B.9 werden als Tarifmerkmale die kW-Klasse, das Geschlecht und das Alter berücksichtigt. Das Kriterium "Alter" wird durch Klassifikation der bis 24-Jährigen und der 25- bis 29-Jährigen berücksichtigt, wobei für junge Risiken (bis 24 Jahre) gesonderte Tarife für Männer und Frauen spezifiziert werden²⁴. Diese unter Normalverteilungsannahmen spezifizierte Grundstruktur erweist sich auch unter Gamma-Verteilungsannahmen als stichhaltig²⁵.

Nach Auswahl der Tarifkriterien und der Identifikation der Verteilung ist jedoch noch offen geblieben, welche Variable direkt im linearen Basistarif abgebildet werden sollten und für welche Risikomerkmale ein einheitlicher Zu- bzw. Abschlag zum Basistarif angesetzt werden sollte. Im Rahmen der durch die Spezifikation

$$VLToT_t = [\alpha_0 + \alpha_1 X_{t,1} + \alpha_2 X_{t,2} + \dots] \cdot \exp\{\beta_1 Z_{t,1} + \beta_2 Z_{t,2} + \dots + \beta_{kz} Z_{t,kz}\}$$

oder: Tarif = [linearer Basistarif] * Zuschläge

bestimmten allgemeinen Tarifmodelle fällt dies mit der Frage zusammen, ob die Modellgüte (Likelihood) verbessert werden kann, wenn ein Tarifkriterium anstatt im Basistarif (als X-Variable), als Zuschlagsatz (als Z-Variable) berücksichtigt wird.

G. Additive Alters- Geschlechts-Tarife

Schon im linearen Modell konnte bei Annahme einer Normalverteilung beobachtet werden, dass eine spezifische Tarifierung junger Männer die Risikogerechtigkeit des Tarifs signifikant verbessert. Dafür müssen aber für diese Risikogruppe extrem hohe, derzeit noch marktfremde Zuschläge veranschlagt werden. Sofern ein Unternehmen Männer bis 24 Jahre überhaupt akzeptiert, ohne für sie einen gesonderten Tarif festzulegen, muss der dafür anfallende Bedarf auf eine größere Riskengemeinschaft, etwa auf alle Männer, alle jungen Fahrer oder Risiken der gleichen kW-Klasse verteilt werden.

²¹) Für eine detailliertere Darstellung von allgemeinen Tarifmodellen und deren Schätzung siehe W. Fels (1998a) und (1999).

²²) Zur Begründung und zum Test der Gamma-Verteilungsannahme siehe Fels (1998b).

²³) Datenbasis: "Zukunftsorientierte SBS 1996/1997", Datensatz K_6_214, nach Elimination von Sätzen ohne Geschlechts- oder Altersangabe, und von Pkw mit mehr als 6 Sitzplätzen.

²⁴) Im Folgenden durch die Namen MannB24J bzw. FrauB24J gekennzeichnet.

²⁵) Siehe Schätzung von Modell C.5, Seite 57.

9-Variablen Gamma-Modelle

(kW-, Alters- und Geschlechtstarif ohne Wechselwirkung)

Linearer Basistarif (X-Variable)	Zu- und Abschläge (Z-Variable)	Siehe Anhang C.1 (Seite 56)	Likelihood	t(Frau)	Lik exkl. Frau	LR-Stat
kW, Frau, Age		Modell C.1	-54357.33	-4.72	-54368.21	21.762
kW, Age	Frau		-54352.53	-5.64	-54368.21	31.362
kW, Frau	Age	Modell C.2	-54342.23	-5.80	-54358.61	32.768
kW	Frau, Age		-54344.08	-5.43	-54358.61	29.068
Frau, Age	kW		-54345.73	-3.02	-54354.60	17.741
Frau	kW, Age		-54340.35	-3.37	-54354.60	28.494
Age	kW, Frau	Modell C.3	-54340.35	-5.37	-54354.60	28.501
	kW, Frau, Age	Modell C.4	-54340.35	-5.37	-54354.60	28.501

Tabelle 5 Legende:

- X-Variable: Tarifmerkmale, im Grundtarif additiv berücksichtigt.
- Z-Variable: Tarifmerkmale, als Zu- und Abschläge zum Grundtarif.
- Kriterien: kW: kW-Kriterien (5 Variable²⁶)
- Frau: Dummy für Frauen (eine Variable, „Frau“)
- Age: Dummies für Altersklassen (2 Variable, „B24J“ und „J25B29“²⁷)
- Likelihood: Log-Likelihood Statistik der jeweiligen Spezifikation.
- t(Frau) t-Statistik zur Berechtigung eines eigenen Parameters für Frauen.
Bei $t < -2,33$ sind Frauen auch über 24 Jahre günstiger zu tarifieren²⁸.
- Lik.exkl.Frau Likelihood-Statistik des um die Variable „Frau“ reduzierten Modells.
- LR-Stat Likelihood-Ratio Statistik bezüglich dem Kriterium "Frau"²⁹.
Bei $LR-Stat > 6,63$ ist die „Frau“ mit 99%iger Sicherheit relevant.

In diesem Abschnitt wird zunächst davon abgesehen, eine eigene Tarifklasse für junge Männer zu bilden. Ohne der entsprechenden Variablen (MannB24J) verbleiben 9 Variablen zur Tarifierung. Dies sind neben der Konstanten 5 Variable für den kW-Verlauf (im folgenden kurz "kW"), eine Variable für das Geschlecht ("Frau") und zwei für die Altersklassen (bis 24 bzw. von 24 bis 29 Jahren).

Tabelle 5 zeigt für die Likelihood-Werte alle Kombinationen der Tarifkriterien. Einzelne relevante Schätzungen sind detailliert in Anhang C.1 auf Seite 56 f. dargestellt. In der mit "t(Frau)" bezeichneten Spalte ist jeweils die t-Statistik für die Variable "Frau" wiedergegeben. Bei Absolutwerten unter 2,0 muss der Einfluss dieser Variablen und damit die statische Rechtfertigung einer Vergünstigung für Frauen in Zweifel gezogen werden³⁰. Ein verteilungstheoretisch besser begründeter Test ergibt sich durch den Vergleich der Likelihood-Werte der jeweiligen Modelle mit und ohne die Variable "Frau".

²⁶) Die kW-Staffel wird wie in Abschnitt III.E durch die kW-Staffelnummer (kW C8), deren Quadrat sowie durch 3 Dummies für Pkw ab 67 kW modelliert.

²⁷) Zu den verwendeten Abkürzungen siehe Anhang A, Seite 50.

²⁸) Die t-Statistik ergibt sich aus dem geschätzten Koeffizienten nach Division durch seine geschätzte Standardabweichung. Bei Normalverteilung entsprächen die Grenzwerte -2,33 bzw. -1,65 Tests mit 99%iger bzw. 95%iger Signifikanz. Bei t-Statistiken mit Absolutwerten über 3.0 kann somit ein stark signifikanter Einfluss postuliert werden.

²⁹) Die LR-Statistik ist die doppelte Differenz der Likelihood-Werte. Sie ist hier, beim Vergleich mit dem um eine Variable reduzierten Modell, asymptotisch $\chi^2(1)$ -verteilt.

³⁰) Die in der Legende angegebenen Signifikanzschranken sind nur bei zugrundeliegender Normalverteilung gültig. Die Referenz auf die t-Verteilung ist im Rahmen dieser Modelle als heuristische Approximation zu interpretieren.

Beide Tests zeigen deutlich, dass eine Geschlechtsdifferenzierung in einem nach kW und Altersklassen strukturierten Tarif berechtigt ist.

Gleichzeitig geben diese Schätzungen Auskunft über die **ideale Tarifstruktur**:

Ein Vergleich zwischen den ersten vier Modellen zeigt, dass unter den Modellen, bei denen die kW-Leistungsklasse im Grundtarif berücksichtigt wird, die höchste Risikogerechtigkeit (d.h. hier die maximale Likelihood) bei Modell C.2 (siehe auch S.56) erzielt werden kann. Nach der besten Spezifikation (Modell C.2) sollte in jeder Leistungsklasse der Tarif für Frauen eine Reduktion von 328,- vorsehen. Für jüngere Risiken sollten dagegen einheitliche Zuschläge von 65% (bis 24 Jahre) bzw. 9% (bis 29 Jahre) zu dem so bestimmten Grundtarif veranschlagt werden³¹. Schon der Vergleich zwischen dem ersten und dem zweiten Modell zeigt, dass bei einem kW-Alters-Grundtarif die Risikogerechtigkeit verbessert werden kann, wenn Frauen nicht durch eine eigene Tarifklasse (Modell C.1), sondern durch Rabatte begünstigt werden.

Zwischenresumee 6: *Bei auf der kW-Staffel aufbauenden Grundtarifen sollten Frauen und junge Risiken durch einheitliche Zu- bzw. Abschläge berücksichtigt werden. Die auf Alter und Geschlecht zurückzuführenden Abweichungen beim Grundtarifbedarf steigen mit der kW-Stärke des PKW.*

Noch bessere Ergebnisse lassen sich allerdings erzielen, wenn, wie in den letzten vier Modellen, für die Schätzung die kW-Staffel im exponentiellen Zuschlagsteil modelliert wird. Für die praktische Tarifformulierung ist dies hier allerdings fast irrelevant: Bei dem rein multiplikativen Modell C.4 kann etwa der spezifische Bedarf der kW-Staffeln auch als Grundtarif dargestellt werden, zu dem Zuschläge für das Geschlecht und das Alter anzusetzen sind³². Wenn darüber hinaus im linearen Tarif höchstens ein durch eine Dummy-Variable modelliertes Tarifmerkmal berücksichtigt wird, kann dessen Effekt auch durch einen Zuschlag abgebildet werden. Damit können Modell C.3 und die davor zitierte Spezifikation auch als reine Zuschlagsmodelle wie Modell C.4 dargestellt werden. Die letzten drei in Tabelle 5 beschriebenen Spezifikationen sind damit - wie auch die Likelihood-Statistiken bestätigen - beobachtungsäquivalent, d.h., für alle Risikogruppen ergeben sich nach allen drei Modellen die gleichen Bedarfswerte³³.

Nach Modell C.4 - dem reinen Zuschlagsmodell - wäre zu einem rechentechnisch geringen Grundwert von 665.- (geschätzter α_0 -Parameter, siehe S. 56) etwa bei Pkw mit 40 bis

³¹) Zum Verständnis: der nach Modell C.2 geschätzte Koeffizient für den Zuschlag von bis zu 24-jährigen beträgt 0,4984 (siehe S.56). Da $\text{Exp}(0,4984) = 1,646$ ergibt sich ein Zuschlag von 64,6% für die jungen Risiken, bei denen die Dummy-Variable B24J den Wert 1 annimmt.

³²) Für die k-te kW-Staffel sei bei geschätztem kW-Zuschlagskoeffizienten β_k der Bedarf einer durch ZRest charakterisierten Risikogruppe durch $\alpha_0 \cdot \exp\{\beta_k \cdot kW_k + \beta_{\text{rest}} \cdot Z\text{Rest}\}$ gegeben. Dies ist jedoch $[\exp(\ln(\alpha_0) + \beta_k \cdot kW_k)] \cdot \exp\{\beta_{\text{rest}} \cdot Z\text{Rest}\}$, wobei $\exp(\ln(\alpha_0) + \beta_k \cdot kW_k)$ dem Grundtarif der kW-Staffel entspricht.

³³) Der mit einer Dummyvariable I_f spezifizierter Tarif $[\alpha_0 + \alpha_f \cdot I_f] \cdot \exp\{\beta_k \cdot kW_k + \beta_{\text{rest}} \cdot Z\text{Rest}\}$ ist beobachtungsäquivalent zu $\alpha_0 \cdot \exp\{\beta_f \cdot I_f + \beta_k \cdot kW_k + \beta_{\text{rest}} \cdot Z\text{Rest}\}$ mit $\beta_f = \log[(\alpha_0 + \alpha_f) / \alpha_0]$. Allgemeine Bedingungen für beobachtungsäquivalente Strukturen finden sich in Fels (2000).

55 kW ein 557%iger Zuschlag³⁴ zu berücksichtigen, woraus eine bei 3.700,- liegende Grundbedarfsprämie resultiert. Diese ist hier für Männer über 29 Jahre - die Bezugsgruppe, für die keine weiteren Effekte modelliert wurden - aussagefähig. Für Frauen und jüngere Risiken sind - für alle kW-Klassen einheitliche - spezifische Zu- und Abschläge zu berücksichtigen. Die nach diesem Modell (Modell C.4) geschätzten Tarif-Bedarfswerte der einzelnen Riskogruppen sind in Tabelle 6 zusammengefasst.

Modell C.4	Alter bis 24 J		von 24 bis 29 J		über 29 J	
	Mann	Frau	Mann	Frau	Mann	Frau
KW b26	2,853	2,606	1,883	1,720	1,733	1,583
26b30	4,023	3,675	2,655	2,426	2,444	2,233
30b40	5,182	4,734	3,420	3,125	3,148	2,876
40b55	6,097	5,570	4,024	3,677	3,704	3,384
55b67	6,554	5,988	4,326	3,952	3,982	3,638
67b89	7,673	7,010	5,064	4,627	4,662	4,259
89b111	8,944	8,171	5,904	5,393	5,434	4,964
gt111	9,707	8,868	6,407	5,853	5,897	5,388
In % Mann>29J	64.6%	50.4%	8.6%	-0.7%	0.0%	-8.6%

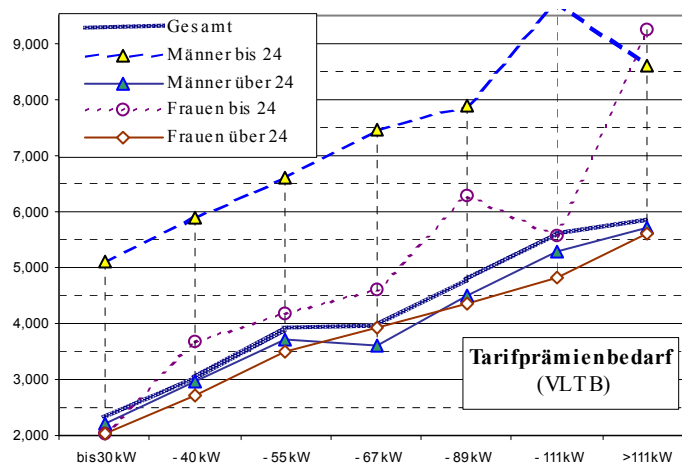
Tabelle 6: Tarife für einzelne Risikogruppen gemäß Modell C.4 (Schätzung auf Seite 56), bzw. dem beobachtungsäquivalenten Modell C.3.

³⁴) Zum Nachverfolgen: In dieser Leistungsklasse nehmen die im Modell berücksichtigten Variablen kWCo und kWCo82 die Werte 5 bzw. 25 an. Die ihnen entsprechenden Koeffizienten wurden mit 0,5697 und -0,0452 geschätzt. Dementsprechend ergibt sich ein kW-Faktor von $\exp[0,5697*5 - 0,0452*25] = \exp[1.718] = 5,57$.

H. Alters- Geschlechts-Tarife mit Wechselwirkung

Tabelle 7 zeigt für die Likelihood-Werte verschiedene Variationen von Tarifkriterien. Relevante Schätzungen sind detailliert in Anhang C.2 (Seite 57 ff.) dargestellt.

Wie im vorangegangenen Modellvergleich kann die Berechtigung einer eigenen Tarifvariablen "Frau" in Zweifel gezogen werden, wenn die Teststatistiken "t(Frau)" Werte über -2.0 bzw. die Likelihood-Ratio-Tests (Spalte LR-Stat) Werte unter 6,6 ausweisen. Dies trifft allerdings in keinem der Fälle zu.



10-Variablen Gamma-Modelle

(mit eigener Klasse für Männer bis zu 24 Jahren)

Linearer Basistarif (X-Variable)	Zu- und Abschläge (Z-Variable)	Siehe Anh. C.2, Seite 57	Likelihood	t(Frau)	Lik exkl. Frau	LR-Stat
KW, Frau, Age, Mb24			-54317.50	-2.84	-54321.46	7.929
kW, Age, Mb24J Frau			-54317.93	-2.67	-54321.46	7.069
kW, Age Frau, Mb24			-54316.96	-2.70	-54320.57	7.228
kW, Frau Age, Mb24			-54314.93	-3.10	-54319.65	9.447
KW Frau, Age, Mb24		Modell C.5	-54315.79	-2.79	-54319.65	7.727
Frau, Age, Mb24 kW		Modell C.6	-54312.26	-2.23	-54315.63	6.738
Age, Mb24 kW, Frau			-54311.94	-2.73	-54315.63	7.377
Frau, Mb24 kW, Age			-54311.94	-2.30	-54315.63	7.377
Age kW, Frau, Mb24			-54311.94	-2.73	-54315.63	7.377
kW, Frau, Age, Mb24		Modell C.7	-54311.94	-2.73	-54315.63	7.377

Tabelle 7: Variable, Likelihood, Teststatistken: Siehe Legende zu Tabelle 5 (Seite 41).

Variable Mb24: Dummy für Männer bis 24 Jahren (eine Variable MannB24)³⁵

Die Berücksichtigung des Kriteriums "Frau" hat hier jedoch eine stärkere Aussage als im letzten Abschnitt: Sie impliziert, daß eine altersunabhängige Geschlechtsdifferenzierung auch dann begründet ist, wenn bereits für junge Risiken ein eigener Männer- bzw. Frauentarif besteht.

Zwischenresumee 7: Auch nach Einführung einer geschlechtsspezifischen Tarifierung junger Risiken besitzt das Tarifmerkmal "Frau" für über 24-jährige Gültigkeit.

Daneben können durch den Vergleich der Likelihood-Werte die im letzten Abschnitt beobachtete Aussage zur optimalen Tarifstruktur im wesentlichen bestätigt werden. Inner-

³⁵) Die Kombination Age & Mb24J wurde i.d.R durch die äquivalente Spezifikation von zwei geschlechtsspezifischen Dummies für bis 24-Jährige (MannB24 und FrauB24) und einer Dummyvariablen für die zweite Altersklasse von 25 bis zu 29-Jährigen (J25B29) modelliert.

halb der ersten Schätzungen von Tabelle 7 sind Modelle mit multiplikativer Tarifierung junger Männer besonders effizient:

Zwischenresumee 8: *Bei einem nach der kW-Staffel gegliederten Grundtarif sollten für junge Männer einheitliche Zu- bzw. Abschläge angesetzt werden.*

Zwischenresumee 9: *Schätzungen, bei denen die Tarifmerkmale kW, Alter und Geschlecht multiplikativ durch Zu- und Abschläge berücksichtigt werden, sind effizienter als überwiegend lineare Spezifikation.*

I. Verursachen Frauen auch weniger Leistungen?

Die vorangegangenen Schätzungen haben gezeigt, dass Frauen auch im Alter über 25 Jahren günstiger als Männer eingestuft werden sollten. In diesem Abschnitt soll überprüft werden, ob diese Abweichungen auf unterschiedliche Leistungen oder ausschließlich zur Kompensation der bei Frauen geringeren Bonusansprüche zurückzuführen ist.

Tabelle 8 gibt Bedarfschätzungen ohne Berücksichtigung der Bonusrabatte wieder und weist die relevanten Teststatistiken zur Überprüfung des Geschlechtseinflusses aus.

In den ersten drei Modellen, bei denen keine Geschlechtsdifferenzierung bei jungen Risiken vorgenommen wurde, zeigt sich nur ein schwacher Einfluss der Variablen "Frau". Nach dem ersten - rein linearen - Modell wird die Hypothese eines Geschlechtsunterschieds deutlich verworfen; nach dem zweiten und dritten Modell kann ein Einfluss der Variablen „Frau“ lediglich bei Tests mit 95%igem Sicherheitsniveau postuliert werden. Bei einem Test bei 97,5%igem Sicherheitsniveau müssten die entsprechenden LR-Statistiken (hier: 4,7 und 4,5) größer als 5,02 sein.

Überprüfung der Modelle für Versicherungsleistungen

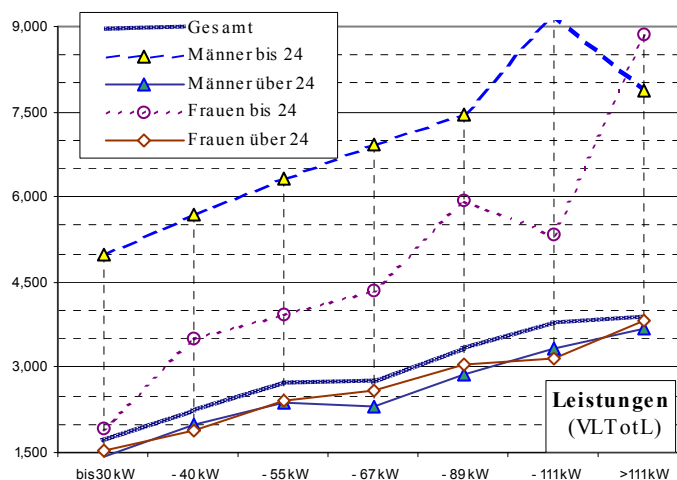
Lineare Komponente (X-Variable)	Zu- und Abschläge (Z-Variable)	Siehe Anhang Seite 57	Likelihood	t(Frau)	Lik exkl. Frau	LR-Stat
kW, Age, Frau			-55420.86	-0.55	-55421.00	0.298
	KW Age, Frau		-55403.41	-2.20	-55405.78	4.745
	Age kW, Frau	Modell D.1	-55400.72	-2.14	-55402.97	4.495
	Age, Mb24 kW, Frau		-55369.82	0.44	-55369.92	0.190
	Age, Frau, Mb24 kW	Modell D.2	-55369.50	0.90	-55369.92	0.843

Tabelle 8 Legende: siehe Erläuterungen zu Tabelle 5.

Bei LRStat<3,8 bzw. LRStat<6,6 wird ein Einfluss der Variable "Frau"

bei Tests mit 95%igem bzw. bei 99%igem Signifikanzniveau verworfen.

Natürlich kann der Schadenverlauf wesentlich besser erklärt werden kann, wenn der hohe Bedarf junge Männer explizit modelliert wird. Die letzten beiden in Tabelle 8 wiedergegebenen Schätzungen weisen aufgrund der Variablen "Mb24" für Männer unter 24 Jahren eine signifikant höhere Likelihood auf. Bei diesen Modellen ist zudem kein signifikanter Einfluss der Variablen "Frau" zu beobachten.



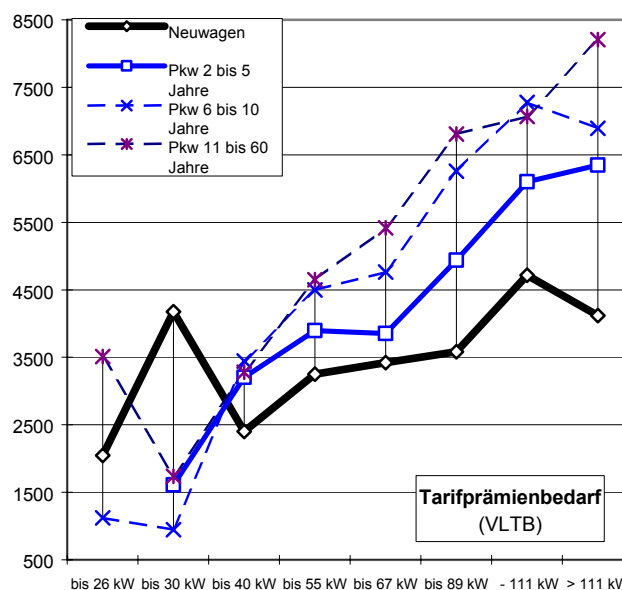
Wird Modell D.2 ohne jeden geschlechtsspezifischen Effekt geschätzt, so sinkt die Likelihood um 33,5³⁶. Die Annahme eines geschlechtsspezifisch unterschiedlichen Verlaufs kann selbst bei hartem Testen nicht verworfen werden. Wir schließen daraus:

Zwischenresumee 10: *Frauen weisen einen etwas günstigeren Schadenverlauf auf. Die Abweichungen resultieren aus dem Bedarfsverlauf junger Männer und Frauen. Sieht man von der Gruppe der bis 24-Jährigen ab, so liegt der Schadenverlauf von Frauen nicht unter dem gleich alter Männer.*

³⁶) Der Likelihood-Wert des vergleichbaren Modells beträgt -55402.97 (siehe Tabelle 8, Modell D.1, inkl. Frau). Die entsprechende $\chi^2(2)$ - verteilten LR-Statistik für das Auftreten von Geschlechtseffekten beträgt demnach 66,95.

J. Ergebnisse einer Kfz-orientierteren Tarifierung

Die hier für Tarife mit den Kriterien kW, Alter und Geschlecht getroffenen Aussagen können grundsätzlich nicht auf beliebige andere Tarifstrukturen übertragen werden. Da freilich nicht alle möglichen Tarife bezüglich der Berechtigung einer Geschlechtsdifferenzierung überprüft werden können, beschränken wir uns hier auf Tarife, die zusätzlich auch auf die Antriebsart (Benzin oder Diesel) und das Alter des Fahrzeugs Bezug nehmen.



In Anlehnung an Fels (1996) wird der Bestand in drei Altersgruppen, nämlich Neuwagen (Zulassung im aktuellen Jahr oder Vorjahr), bis zu 5 Jahre alte Pkws und ältere Pkws gegliedert³⁷.

Tarifmodelle mit Fahrzeugalter

Linearer Basistarif (X-Variable)	Zu- und Abschläge (Z-Variable)	S. Anhang E Seite 58	Likelihood	t(Frau)	Likelihood exkl. Frau	LR- Stat
KW	KAge, Age, Frau, Mb24	Modell E.1	-32390.65	-1.83	-32392.34	3.376
Age, Frau, Mb24	kW, KAge		-32387.78	-1.72	-32389.32	3.076
KW	KAge, Age, Frau	Modell E.2	-32403.84	-3.83	-32411.18	14.671
Age, Frau	kW, KAge		-32403.18	-2.97	-32408.02	9.668
KAge, Frau	kW, Age		-32402.66	-3.11	-32408.02	10.720
Frau	kW, KAge, Age	Modell E.3	-32401.03	-3.52	-32408.02	13.969

Tabelle 9 Legende: LRStat: Bei LRStat < 3,8 bzw. LRStat < 6,6 wird die Hypothese eines Effekts der Variablen "Frau" mit 95%iger bzw. bei 99%iger Signifikanz verworfen.

Zwischen diesen Kriterien und den Charakteristiken der Risikonehmer bestehen schwache Beziehungen: Junge Risiken neigen zu älteren Pkw; Frauen zu tendenziell neueren benzinbetriebenen Pkw. Deutlicher ist dagegen, dass sowohl ältere als auch dieselbetriebene Fahrzeuge in den obersten kW-Staffeln seltener auftreten³⁸.

Es zeigt sich, dass eine tarifliche Differenzierung zwischen Diesel- und Benzinfahrzeugen in der Tarifstruktur von Modell C.5 statistisch nicht zu rechtfertigen ist. Dahingegen sollte

³⁷) Die ersten beiden Altersgruppen werden für die Schätzungen durch die Dummies "KfzNeu" (Neuwagen) bzw. "Kfz_5J" (nicht älter als 5 Jahre) modelliert. Da diese untersuchten Fahrzeugcharakteristika nur von einem Teil der Unternehmen gemeldet wurden, steht für diese Betrachtung nur ein entsprechend reduziertes Datenvolumen zur Verfügung. Siehe auch einleitenden Kommentar zu Anhang E, Seite 58.

³⁸) Diese Aussagen basieren auf einer hier nicht im Detail dokumentierten Analyse der Korrelationsmatrix des entsprechenden Datensets.

das Alter des PKW berücksichtigt werden.

.. mögliche Tarifformulierung:		Modell E.1 mit ‚Frau‘	Modell E.1 ohne ‚Frau‘	Modell E.2	Modell E.3
Grundtarif		ATS	ATS	ATS	ATS
nach kW-Staffel	bis 26 kW	2,250	2,174	2,273	2,558
	bis 30 kW	2,861	2,787	2,899	2,978
	bis 40 kW	3,471	3,400	3,525	3,466
	bis 55 kW	4,632	4,569	4,713	4,641
	bis 67 kW	4,691	4,626	4,777	4,696
	bis 89 kW	6,249	6,198	6,348	5,958
	bis 111	5,911	5,853	6,029	6,977
	über 111	6,521	6,466	6,656	7,407
Zu- und Abschläge					
Für VN bis 24	Männer	66.2%	68.6%	47.5%	48.0%
	Frauen	13.0%	14.9%	34.9%	35.8%
Ladyrabatt (für Frauen ab 24)		-4.5%	0. %	-8.5%	-8.3%
Rabatte für PKW	Neuwagen	-29.2%	-29.2%	-29.3%	-29.0%
	2 bis 5	-14.4%	-14.5%	-14.5%	-14.3%

Tabelle 10: Tarifbeispiele (Modell E.3, nach Parametertransformation).

Diese um das Pkw-Alter ergänzten Modelle bestätigen die in Abschnitt 0 getroffenen Aussagen zur optimalen Tarifstruktur. Die beste Tarifspezifikation ohne gesonderte Erfassung junger Männer konnte mit Modell E.3 (Seite 58) erzielt werden. Nach Transformation der Schätzgleichung in ein gewohntes Zuschlagsschema (siehe Tabelle 10) zeigt sich, dass für Frauen bei ansonsten gleichen Risikomerkmale eine um 8,3% günstigere Prämien angesetzt werden kann. Dies entspricht etwa dem optimalen Ladyrabatt, der in dem vergleichbaren Tarif ohne Fahrzeugalter ermittelt wurde (9,1%-iger Ladyrabatt nach Modell C.4, Seite 56).

V. Zusammenfassung

Abgesehen von der Gruppe junger Risiken, bei der der Bedarf von Männern dramatisch über dem von Frauen liegt, treten nur geringfügige Abweichungen zwischen den Bedarfswerten der Geschlechter auf. Dennoch sind auch bei älteren Frauen tarifliche Nachlässe gerechtfertigt. Diese resultieren allerdings nicht so sehr aus Bedarfsabweichungen, sondern zur Kompensation des bei Frauen geringeren Bonusanspruchs. Bei einem im wesentlichen auf einer kW-Staffel aufbauenden Tarif sollten Ladyrabatte ebenso wie Bonusrabatte als einheitlicher Nachlass angesetzt werden.

Die Berechtigung genereller Ladyrabatte kann erst in Zweifel gezogen werden, wenn der Tarif nicht nur eine geschlechtsspezifische Differenzierung junger Risiken vorsieht sondern darüber hinausgehend um weitere prägnante Risikokriterien, wie dem Fahrzeugalter, ergänzt wird.

Diese auf österreichischen Daten von 1996 abgestützten Resultate berücksichtigen nicht, dass bei (stärkerer) Vergabe von Ladyrabatten in Lebensgemeinschaften der Anreiz wächst, den Pkw auf die Frau umzumelden. Da solche Geschlechtswechsel jedoch i.d.R mit Bonusverlusten verbunden sind, dürften sie in der Praxis relativ unbedeutend bleiben. Würden dagegen junge Fahrer auch nur annähernd risikogerecht tarifiert werden, muss sicher mit einer stärkeren Verschiebung der Risikostruktur gerechnet werden.

LITERATUR

Fels, W. A., (1996); Das Tarifkriterium 'Fahrzeugalter', VVO, Wien.

Fels, W. A., (1998a); Maximum-Likelihood-Schätzung allgemeiner Tarifmodelle, VVO, Wien.

Fels, W. A., (1998b); Geschlecht und Alter in der Kfz-Haftpflicht-Versicherung, VVO, Wien.

Fels W. A., (1999); Estimation of General Rating Models for Insurance Tariffs; Paper presented at the 8th Symposium on Finance, Banking and Insurance; Karlsruhe.

Fels, W. A., (2000); Transformation und Manipulation allgemeiner Tarifmodelle; VVO, Wien.

Panjer, H. P., Willmot G. E. (1992); Insurance Risk Models; Society of Actuaries; Schaumburg.

Lemaire, J, (1985); Automobile Insurance; Kluwer - Nijhoff Publishing; Boston.

Seidel K., Schäfer K, (1998); Trends in der Kfz-Tarifgestaltung, Ein Vergleich mit der Entwicklung in Großbritannien; Versicherungswirtschaft, Heft 1/1998, S. 20-22.

Verband der Versicherungsunternehmen Österreichs (1998); Handbuch zur CD-ROM "Zukunftsorientierte Schadenbedarfstatistik", Version 1996/1997; Wien.

VI. ANHANG

A. *Verwendete Abkürzungen und Codes*

B24J	Indikator für das Alter des VN, hier für bis 24-Jährige.
BMRaba	Systemfaktor (z.B: 1,2 für Systemstufe 10 mit 20%igem Zuschlag)
Frau	Indikator für weibliche VN
Fraub24J	Indikator für weibliche VN bis 24 Jahre
GSchL	Geschlechtsindikator nach KH-CD-ROM (1=Mann, 2= Frau)
J_gt65	Indikator für das Alter des VN; hier für über 65-Jährige.
J25B29 u.ä.	Indikator für das Alter des VN; hier für 25- bis 29-Jährige.
JE	Jahreseinheiten Versicherungsschutz
Kfz_5J	Pkw, die nicht älter als fünf Jahre alt sind (Variable "Kfage4"<3)
KfzNeu	Neuwagen; im Statistikjahr oder im Vorjahr zugelassen (Variable "Kfage4"=1)
kW40b55	Indikator für kW-Leistung; hier: 40 bis 55 kW
KWC8	die kW-Leistungsklasse, 8 Gruppen (2= bis 26 kW, 3=bis 30 kW, ..., 9= über 111 kW)
KWC82	die quadrierte kW-Leistungsklasse KWC8 (4= bis 26 kW, 9=bis 30 kW, ..., 81= über 111 kW)
kWgt111	Indikator für kW-Leistung; hier: Klasse über 111 kW
MannB24J	Indikator für Männer bis 24 Jahre (Mb24)
SH	die Schadenhäufigkeit (Schadenfälle je 100 JE)
VLbm	die dem VLrj-Bedarf entsprechende Tarifprämie nach Bereinigung um den BM-Systemverlust
VLrj	die Rechnungsjahresleistung je JE, exkl. Reserve, um extreme Ausreißer bereinigt
VLTB	Jahres-Grundprämienbedarf incl. Reserve, bereinigt um Ausreißer und BM-Systemverlust: $VLTB_t = VLT_oTL_t / BMRaba_t$ Nach der VVO-CD-Rom entspricht das $(VLSuL+VLResL)/(JE*BMRaba)$.
VLT_oTL	Jahres-Grundprämienbedarf incl. Reserve, um Ausreißer bereinigt. Nach der bei der CD-Rom verwendeten Nomenklatur entspricht dies $(VLSuL + VLResL)/JE$.
VNAge9	9-stufiger Altersindikator nach KH-CD-ROM (2=bis 21J, 3= 18 bis 24 J, etc.)

B. Lineare Tarifmodelle

Basis auf Schätzung von File : D:\KH\SBZ\ANA96\K_235_B.XX, erstellt aus SBZ96\K_6_235.D nach Ausschluß aller Datensätze, bei denen folgende Variable Null ist: GSchL*VNAge9*kWC8*SPgt6I[0] (d.h: Nur Daten mit Geschlechts-und Altersangaben für Pkw mit 6 Sitzplätzen).

1. Reine kW-Tarife

Zu **Modell B.1**: Der Grundtarif mit dem Bedarf von 3874.- bezieht sich auf die am stärksten besetzte Klasse von Pkw mit 40 bis 50 kW Leistung (56% der gesamten JE). Das Modell zeigt, wie stark die einzelnen Klassen von diesem konstanten Normwert abweichen: Für Pkw mit 30 bis 40 kW ergibt sich ein Tarifbedarf von 3,874.- (Koeffizient der Konstanten) - 822,- (Koeffizient der entsprechenden kW-Dummy), also in Summe von 3.052,-.

Zu **Modell B.2**: Eine sparsamere und nach statistischen Informationskriterien optimalere Spezifikation ergibt sich bei dieser im Kern quadratischen Modellierung. Für Pkw mit 40 bis 55 kW ist der Code kWC8 = 5. Der entsprechende Tarif ist demnach $(-458+1480*5 - 123*(5^2) =)$ 3872.-. Bei Fahrzeugen höherer kW-Klassen ist in Kompensation des quadratischen Terms ein spezifischer Zuschlag erforderlich.

n=1645 s(Y)=2010 SE=	Modell B.1		Modell B.2	
	OLS für VLTB		OLS für VLTB	
	R ² =0.1350		R ² =0.1349	
	R ² c=0.1313		R ² c=0.1318	
	1873.335		1872.788	
Variable	ß	s(ß)	ß	s(ß)
konstant	3874.281	77.31	-458.332	1457.
KW_b26	-1812.112	609.3		
kW26b30	-1122.802	672.0		
kW30b40	-822.277	130.5	-445.546	177.3
kW55b67	126.254	130.1		
kW67b89	894.843	138.9	883.134	329.3
kW89b111	1676.655	210.9	2026.603	666.2
kWgt111	2054.542	280.9	3011.717	1117.
KWC8			1480.108	588.1
kWC8 ²			-122.784	60.22

Zu den verwendeten Abkürzungen siehe Anhang A auf Seite 50.

2. kW- Tarif mit Alters- und Geschlechtskriterien

OLS für **VLTB**

VLTB: Jahresgrundbedarf inkl. Reserven, um Systemverluste erhöht. n=1645, s(Y)= 2009.9

	Modell B.3			Modell B.4			Modell B.5		
R ² =	0.279			0.335			0.141		
R ² c =	0.274			0.330			0.137		
SBIC =	14.945			14.870			15.100		
SE =	1712.3			1645.6			1867.2		
Variable	ß	t	*	ß	t	*	ß	t	*
kWC8	1444	2.7	*	1401	2.7	*	1499	2.6	*
kWC8 ²	-115	-2.1	*	-109	-2.1	*	-128	-2.1	*
KW30b40	-482	-3.0	*	-480	-3.1	*	-404	-2.3	*
KW67b89	816	2.7	*	780	2.7	*	920	2.8	*
kW89b111	1908	3.1	*	1835	3.1	*	2109	3.2	*
kWgt111	2857	2.8	*	2731	2.8	*	3159	2.8	*
konstant	-895	-0.7	°	-836	-0.7	°	-310	-0.2	°
J18b20				3195	11.7	*			
b24J	2468	16.7	*	1544	9.5	*			
J25b29	440	3.1	*	441	3.3	*			
J45b54	254	2.1	*	253	2.2	*			
J55b64	-261	-1.9	°	-262	-2.0	*			
J_gt65	702	4.5	*	704	4.7	*			
Frau							-336	-3.3	*

Spezifische Zuschläge für Altersgruppen, etwa jener der 45- bis 54-Jährigen sind durch entsprechend codierte Dummy-Variablen (hier J45b54) geschätzt.

Zu Modell B.4: Eine getrennte Modellierung der 30-bis 34-Jährigen gegenüber der Referenzgruppe der 35- bis 45-Jährigen würde für diese Altersgruppe zu einem deutlich insignifikanten Abschlag von 25,- führen. Zugleich könnten dann beide Altersgruppen zwischen 45 und 64 Jahren nur mehr bei einem Signifikanzniveau von 10% akzeptiert werden.

kw-Klasse	b26	26b30	30b40	40b55	55b67	67b89	89b111	gt111
kWCo	2	3	4	5	6	7	8	9
Männer	2066	2926	3126	3878	3971	4729	5499	5876
Frauen	1730	2590	2790	3543	3636	4393	5163	5540
Ladyrabatt	16.3%	11.5%	10.7%	8.7%	8.5%	7.1%	6.1%	5.7%

Tarif nach Modell B.5

Zu Modell B.5: Im linearen Modell wird für günstige Risikogruppen - wie etwa Frauen - kein prozentueller Abschlag, sondern ein fixer Nachlaß, hier 336,-, für alle kW-Klassen berechnet. Da mit steigendem kW-Tarif der Nachlaß im Verhältnis zum kW-Tarif abnimmt, würde ein entsprechender Lady-Rabatt mit der kW-Stärke sinken. Im diesem Beispiel sinkt der Lady-Rabatt von 16% auf unter 6%.

3. kW + Alter + Geschlecht, mit und ohne Wechselwirkung

OLS für VLTB

Modell B.6

Modell B.7

Variable	Modell B.6		Modell B.7	
	β	t *	β	t *
R ² =	0.287		0.374	
R ² c =	0.282		0.369	
SBIC =	14.94		14.82	
SE =	1703.6		1597.0	
kWC8	1465	2.7 *	1456	2.9 *
KWC8 ²	-120	-2.2 *	-119	-2.3 *
kW30b40	-435	-2.7 *	-417	-2.8 *
kW67b89	860	2.9 *	839	3.0 *
KW89b111	2006	3.3 *	1986	3.5 *
kWgt111	3033	3.0 *	3014	3.2 *
konstant	-708	-0.5 °	-799	-0.6 °
J18b20			3148	11.8 *
b24J	2478	16.9 *	97	0.4 °
J25b29	450	3.2 *	431	3.1 *
J30b34			-26	-0.2 °
J45b54	243	2.0 *	243	2.0 *
J55b64	-300	-2.2 *	-280	-2.1 *
J gt65	646	4.2 *	674	4.4 *
Frau	-394	-4.2 *	-105	-1.1 °
Mannb24J			2413	9.2 *

4. kW+Alter+Geschlecht + Geschlecht*Alter

OLS für VLTB		OLS für VLTB	
VVO-File K_6_235		VVO-File K_6_214	
n =	1645		6195
s(Y) =	2009.88		2814.62
VLTB: Jahresgrundbedarf (incl. Reserven), um Systemverluste erhöht. n=1645, s(Y)= 2009.9			

Modell B.8

Modell B.9

R ² =	0.306			0.153		
R ² c =	0.302			0.151		
SBIC =	14.90			15.7		
SE =	1679			2593		
Variable	ß	t	*	ß	t	*
kWC8	1488	2.8	*	1480	3.3	*
kWC8 ²	-125	-2.3	*	-125	-2.8	*
kW30b40	-417	-2.6	*	-416	-3.2	*
kW67b89	885	3.0	*	905	3.8	*
kW89b111	2082	3.5	*	2097	4.3	*
kWgt111	3174	3.2	*	3155	3.9	*
konstant	-703	-0.5	°	-662	-0.6	°
Frau	-132	-1.4	°	-141	-1.8	°
Mannb24J	3344	19.3	*	3349	24.3	*
Fraub24J	903	4.2	*	931	3.6	*
J25b29	343	2.7	*	350	3.4	*

Schätzungen ohne der Variable 'Frau':

Modell B.8, reduziert

Modell B.9, reduziert:

R ² =	0.305			0.152		
R ² c =	0.302			0.151		
SBIC =	14.90			15.7		
SE =	1680			2594		
.. kW-Tarif +						
Mannb24J	3384	19.8	*	3391	24.9	*
Fraub24J	821	4.0	*	843	5.0	*
J25b29	334	2.6	*	341	3.3	*

Zu Modell B.8: Die beiden Modelle sind statistisch de facto ununterscheidbar. Die Variable "Frau" kann nach dem einseitigen t-Test bei 5%igem Irrtumsrisiko verworfen werden, sollte jedoch bei 10%iger Fehlerakzeptanz als erklärende Variable akzeptiert werden. Durch Elimination der Variablen "Frau" wird bei einem Verlust an R²c die SBIC-Statistik leicht verbessert. Wie die t-Tests sind diese Statistiken jedoch nur bei Vorliegen der Normalverteilung aussagefähig.

Zu Modell B.9: Die Aussagen von Modell B.8 gelten auch für diese, auf differenzierteren Daten aufbauende Schätzung: Durch Reduktion des letzten Modells um die Variable "Frau" konnte die SBIC-Statistik geringfügig verbessert werden. Nach dem R²c-Kriterium sollte dagegen die Variable "Frau" - obwohl nach t-Test bei 5%iger Irrtumswahrscheinlichkeit nicht signifikant von Null verschieden, im Modell belassen werden.

5. Vergleiche mit Modell B.8 - Struktur

n=1645	OLS für VLbm (Zahlungen ohne Reserven, um Systemverlust aufgewerte)		Modell B.10: OLS für VLTB (Gesamtleistungen je JE)			
	ß	t *	ß	t *	ß	t *
s(Y) =	1167		2010		2010	
R ² =	0.26		0.31		0.32	
R ² c =	0.25		0.3		0.31	
SBIC =	13.9		14.9		14.9	
SE =	1008		1679		1665	
Variable	ß	t *	ß	t *	ß	t *
kWC8	917	2.9 *	1488	2.8 *	1492	2.9 *
kWC8 ²	-78	-2.4 *	-125	-2.3 *	-123	-2.3 *
kW30b40	-220	-2.3 *	-417	-2.6 *	-426	-2.7 *
kW67b89	543	3.1 *	885	3.0 *	865	3.0 *
kW89b111	1089	3.0 *	2082	3.5 *	2031	3.4 *
kWgt111	1822	3.0 *	3174	3.2 *	3093	3.1 *
konstant	-491	-0.6 °	-703	-0.5 °	-983	-0.8 °
Frau	-84	-1.4 °	-132	-1.4 °		
Fraub24J	533	4.1 *	3344	19.3 *		
Mannb24J	1780	17.1 *	903	4.2 *	2559	9.9 *
b24J					998	4.8 *
J25b29	177	2.3 *	343	2.7 *	507	3.8 *
J45b54					327	2.9 *
J_gt65					767	5.3 *

Das Eliminieren der Dummy "Frau" würde bei der ersten Schätzung zu demselben Ergebnis wie in der Schätzung des Gesamtbedarfs (nach Modell B.8) führen. Während der t-Test keine eindeutige Beurteilung erlaubt, könnte durch Reduktion des Modells um die Variable "Frau" die SBIC-Statistik geringfügig verbessert, die R²c-Statistik dagegen verschlechtert werden.

Zu Modell B.10:
Optimiertes Modell zur Erklärung der Gesamtleistungen (Variablenauswahl aus allen kW- und Altersdummies (exkl. 18-bis 20-Jährige). Schrittweise Selektion nach BC%-Werten bis kleinstes SBIC erzielt wird)

C. Alters-Geschlechts-Tarife

Modellierung auf Basis des Datensatzes K_6_214; Schätzung mit 6195 Beobachtungen.

Legende zu den folgenden Regressionsausdrücken:

Allgemeine Tarifmodelle haben die Struktur

$$E(VLT_oT_t) = [\alpha_0 + \alpha_1 X_{t,1} + \alpha_2 X_{t,2} + \dots + \alpha_{kx} X_{t,kx}] \cdot \exp\{\beta_1 Z_{t,1} + \beta_2 Z_{t,2} + \dots + \beta_{kz} Z_{t,kz}\}$$

Der geschätzte Koeffizient α_0 wird immer neben der Bezeichnung "Constant" ausgewiesen. In den darauffolgenden, jeweils mit einem "+" eingeleiteten Zeilen, finden sich die übrigen Variablen des linearen Grundtarifs (X_1, X_2 etc.). Die das multiplikative Zuschlagschema bestimmenden Variablen (hier: Z_1, Z_2 etc.) sind mit einem vorangestellten "*" exp" ausgewiesen.

In den Spalten neben den Variablennamen folgen die geschätzten α - und β -Parameter und ihre Standardabweichung. Zur einfacheren Beurteilung sind daneben quasi-t-Statistiken, nämlich die durch ihre Standardabweichung dividierten Parameter ausgewiesen. Liegt der Absolutbetrag dieser Statistiken unter 1,96, kann von einem statistisch insignifikanten, bei Werten über 3,0 von einem deutlich signifikanten Einfluß der Variablen gesprochen werden.

Bei Unterstellung einer Gamma-Verteilung ist die Varianz einer auf JE_t Jahreseinheiten gestützten Beobachtung und Erwartungswerte $E(Y_t)$ durch $\text{Var}(Y_t) = v \cdot E(Y_t)^2 / JE_t$ bestimmt. Der Wert des geschätzten Parameters v schließt den Block der Regressionskoeffizienten ab.

In den Zeilen über den Regressionskoeffizienten sind Statistiken der Modellspezifikation, zu erklärende Variable (Y), Gewichten (w) und Residuen (U) ausgewiesen. K und T bezeichnen wie üblich die Anzahl der Regressoren und die Anzahl der Datensätze. Ein Teil der ausgewiesenen Statistiken bezieht sich auf die Beurteilung der quadrierten Residuen. Dies sind Varianzen (V), Standardabweichungen (S) und von der Summe der quadrierten Residuen (SSR) abgeleitete Kenngrößen (SEE, R^2 und R^2c).

Zur Beurteilung der Modellgüte sollte man sich an der Log-Likelihood (hier neben "LnL:") und der Devianz (hier nicht skalierte Devianz, als "Devi:" ausgewiesen) orientieren. Ein Modell ist umso besser, je höher die Likelihood und je geringer die Devianz ist. Bereinigt um den Verlust an Freiheitsgraden wird $\text{Devi}/(T-k)$ als Skalenparameter ("ScaPa:") ausgewiesen.

1. Gamma-Modelle ohne Kreuzklassifikation

Gamma-Mod. für VLTOTL;
Gewicht: JE, SumJE=890037

	Modell C.1:			Modell C.2:		
	R ² : 0.3892	R ² c: 0.3884		R ² : 0.3994	R ² c: 0.3986	
	Devi: 371395.0	SEE: 24162.59		Devi: 370471.6	SEE: 23959.69	
	De/w: 0.4173	LnL: -54357.34		De/w: 0.4162	LnL: -54342.23	
+ Constant	292.3	540.01	0.54	372.5	512.59	0.73
+ KWC8	943.9	210.42	4.49	918.9	202.70	4.53
+ KWC82	-53.0	23.70	-2.23	-51.6	22.77	-2.27
+ KW67B89	366.3	185.97	1.97	347.2	177.38	1.96
+ KW89B111	977.0	357.84	2.73	937.6	341.95	2.74
+ KWGT111	1378.5	571.02	2.41	1341.3	547.42	2.45
+ FRAU	-281.6	59.69	-4.72	-328.5	56.59	-5.80
+ B24J	2196.3	140.50	15.63			
+ J25B29	261.8	89.30	2.93			
* exp B24J				0.4984	0.025	19.75
* exp J25B29				0.0827	0.024	3.48
* exp lnBMVerlust	(exogen multiplikativ)					
V = Var.Para	52.416	0.77986		52.239	0.77762	

Gamma-Modelle für
VLTOTL, Gewichtet mit JE

	Modell C.3:			Modell C.4:		
	ScaPa: 60.76977	T: 6195	E(Y): 2806.8792	E(V ²): 4021021.51437		
	V(Y): 6643203.74349	K: 9	S(Y): 2577.6494	S(U): 2005.41036		
	SSR: 3.54937e+012	R2: 0.3997		Devi: 375921.78240		
	SEE: 23953.60829	R2c: 0.3989	De/w: 0.4224	LnL: -54340.35370		
+ Constant	666.8	157.77	4.23	664.58	156.64	4.24
+ B24J	415.2	97.28	4.27			
+ J25B29	55.5	20.53	2.71			
* exp B24J				0.498	0.025	19.75
* exp J25B29				0.083	0.024	3.49
* exp KWC8	0.570	0.095	6.03	0.570	0.095	6.03
* exp KWC82	-0.045	0.010	-4.62	-0.045	0.010	-4.62
* exp KW67B89	0.176	0.052	3.37	0.176	0.052	3.37
* exp KW89B111	0.438	0.106	4.11	0.438	0.106	4.11
* exp KWGT111	0.718	0.180	4.00	0.718	0.180	4.00
* exp FRAU	-0.090	0.017	-5.37	-0.090	0.017	-5.37
* exp lnBMVerlust	(exogen multiplikativ)					
v = Var.Para	52.217	0.7773		52.217	0.7773	

Nach den beiden letzten beobachtungsäquivalenten Modell ergäbe sich ein genereller Ladyrabatt von 9,1%.

2. Gamma- Alters-Geschlechts Kreuzklassifikation

Gamma-Modelle für mittlere Versicherungsleistungen (VLToTL).

Gewichtet mit Jahreseinheiten (JE), 6195 Datensätze, Summe JE = 890037.

	Modell C.5:		Modell C.6:		Modell C.7	
	SEE: 23719.7058 R2: 0.4115, R2c: 0.4106 ScaPa: 58.9249 De/w: 0.4095 LnL: -54315.7951		SEE: 23713.3380 R2: 0.4118, R2c: 0.4109 ScaPa: 59.6949 De/w: 0.4148 LnL: -54312.2617		SEE: 23711.8655 R2: 0.4119, R2c: 0.4110 ScaPa: 59.7006 De/w: 0.4149 LnL: -54311.9401	
+ Constant	78.15	517.90	647.22	152.18	645.97	151.41
+ KWC8	1020.66	207.98				
+ KWC82	-62.53	23.35				
+ KW67B89	403.07	179.68				
+ KW89B111	1057.87	346.91				
+ KWGT111	1563.23	556.97				
+ FRAU			-28.56	12.84		
+ B24J			163.72	47.52		
+ J25B29			50.96	19.24		
+ MANNB24J			392.42	100.03		
* exp KWC8			0.5785	0.094	0.5785	0.094
* exp KWC82			-0.0464	0.010	-0.0464	0.010
* exp KW67B89			0.1844	0.052	0.1847	0.052
* exp KW89B111			0.4557	0.106	0.4563	0.106
* exp KWGT111			0.7517	0.179	0.7528	0.179
* exp FRAU	-0.0495	0.018			-0.0484	0.018
* exp MANNB24J	0.6348	0.032			0.6357	0.032
* exp FRAUB24J	0.2435	0.040			0.2436	0.040
* exp J25B29	0.0811	0.024			0.0817	0.024
* exp lnBMVerlust	(exogen multiplikativ)					
v Var.Para	51.93	0.77	51.89	0.77	51.89	0.77

D. Schadenbedarfsmodelle

Modell D.1

KH-Gesamtleistungsmodell mit geschlechtsspezifischer Differenzierung junger Risiken entsprechend der Tarifstruktur von Modell C.3.

```

== GAMMA -Mod.===== VLToTL ===== 31 Iterat.
Gewicht: JE                               E(w): 143.6703   SumW: 890037.32930
ScaPa: 92.71282   T: 6195                 E(Y): 2806.8792   E(V²): 5292497.38814
V(Y): 6643203.74349   K: 9                 S(Y): 2577.6494   S(U): 2300.72855
SSR: 4.71047e+012   R2: 0.2033                 Devi: 573521.48431
SEE: 27594.79300   R2c: 0.2023   De/w: 0.6444   LnL: -55400.72322
+ Constant                415.13711   106.84425   3.885
+ B24J                    602.85718   156.89226   3.842
+ J25B29                  155.29112   42.22921   3.677
* exp KWC8                 0.57940    0.10708    5.411
* exp KWC82               -0.04839   0.01108   -4.366
* exp KW67B89             0.23159    0.05868    3.947
* exp KW89B111            0.51063    0.11995    4.257
* exp KWGT111             0.85615    0.20276    4.222
* exp FRAU                -0.04037   0.01888   -2.138
v = Var.Para ==          65.83440    0.94558

```

Modell D.2

KH-Gesamtleistungsmodell mit geschlechtsspezifischer Differenzierung junger Risiken entsprechend der Tarifstruktur von Modell C.6.

```

== GAMMA -Mod.===== VLTOTL ===== 31 Iterat.
Gewicht: JE          E(w):      143.6703      SumW: 890037.32930
ScaPa: 91.24006      T: 6195      E(Y):      2806.8792      E(V²):5190079.82960
V(Y):6643203.74349  K: 10      S(Y):      2577.6494      S(U): 2278.35856
SSR: 4.61936e+012  R2: 0.2187      Devi: 564319.78074
SEE: 27328.84419  R2c: 0.2176  De/w:      0.6340      LnL: -55369.49619
+ Constant          398.01097      101.99419      3.902
+ FRAU              7.64626        8.46459        0.903
+ MANNB24J         427.10630      120.10681      3.556
+ B24J             324.77352      88.72580       3.660
+ J25B29           150.12857      40.62697       3.695
* exp KWC8         0.59096        0.10672        5.537
* exp KWC82        -0.04982       0.01105       -4.511
* exp KW67B89      0.24087        0.05849        4.118
* exp KW89B111     0.53095        0.11957        4.440
* exp KWGT111      0.89392        0.20213        4.423
v = Var. Para ==   65.39869      0.94043
    
```

E. Tarifmodelle mit Fahrzeugcharakteristika

Modellierung auf Basis des Datensatzes K_6_214, wobei nicht nur - wie zuletzt - Sätze mit fehlenden Geschlechts- oder Altersangaben eliminiert, sondern auch Datensätze ohne Angabe der Antriebsart und des Alter des Pkw eliminiert wurden. Zur Schätzung stehen damit **3687 Beobachtungen** zur Verfügung, die ein Meldevolumen von 374360 Jahreseinheiten repräsentieren. Dies entspricht gerade 42% des für die letzten Schätzungen verfügbaren Datenvolumens (890037 Jahreseinheiten).

Zur Bedarfsschätzung werden zusätzlich folgende Variable gebildet:

KfzNeu: Neuwagen, die im aktuellen Jahr oder im Vorjahr zugelassen wurden ("Kfage4"=1)

Kfz_5J: Pkw, die nicht älter als fünf Jahre alt sind (Variable "Kfage4"<3)

	Modell E.1		Modell E.2		Modell E.3	
	SEE: 22797.2824 R²: 0.3932, R²c:0.3917 ScaPa: 48.3069 De/w: 0.4745 LnL: -32390.6484		SEE: 22958.5906 R²: 0.3844, R²c:0.3831 ScaPa: 49.1485 De/w: 0.4829 LnL: -32403.8431		SEE: 22972.0920 R²: 0.3837, R²c: 0.3824 ScaPa: 48.1826 De/w: 0.4734 LnL: -32401.0332	
+ Constant	1030.22	258.22	1021.01	267.56	1887.89	135.61
+ KWC8	610.10	48.22	626.05	48.84		
+ KW40B55	495.10	104.10	510.97	105.92		
+ KW67B89	550.94	199.90	561.50	203.64		
+ KW89B111	948.38	347.97	944.88	353.97		
+ FRAU					-155.81	44.23
* exp KWC8					0.1519	0.012
* exp KW40B55					0.1399	0.024
* exp KW67B89					0.0861	0.037
* exp KW89B111					0.0921	0.057
* exp FRAU	-0.0456	0.025	-0.0893	0.023		
* exp MANNB24J	0.3404	0.066				
* exp B24J	0.1678	0.052	0.3885	0.032	0.3922	0.032
* exp KFZNEU	-0.1894	0.028	-0.1898	0.028	-0.1874	0.028
* exp KFZ_5J	-0.1554	0.025	-0.1567	0.026	-0.1548	0.025
* exp lnBMVerlust	(exogen multiplikativ)					
v Var. Para	42.19	0.85	42.41	0.86	42.37	0.85

Ein einfaches Optimierungsmodell für Erlebensversicherungen

Raimund Kovacevic, Michael Willomitzer

Im Zuge der Liberalisierung der Kapitalmärkte treten Lebensversicherungsprodukte zusehends in Konkurrenz mit anderen Investitionsmöglichkeiten. Versicherungen verlieren dadurch in gewisser Weise ihren Sonderstatus, der ihnen – zumindest im deutschen Sprachraum – von der Versicherungsbetriebslehre traditionell zugeschrieben wurde.

Nach wie vor werden sich Lebensversicherungsprodukte – insbesondere solche mit kapitalbildendem Charakter – durch ihre speziellen Leistungsversprechen und den langen Zeithorizont deutlich von anderen Produkten des Kapitalmarktes unterscheiden. Wesentlich für die Konkurrenzfähigkeit der Unternehmen wird aber – ähnlich wie bei anderen Akteuren am Finanzmarkt – eine deutliche Effizienzsteigerung sein.

Diese Veränderungen bergen für die Versicherungsunternehmen sowohl Chancen als auch Risiken in sich. Fallen Einschränkungen durch gesetzliche Regelungen weg, so müssen Strategien entwickelt werden, um die entstandenen Freiräume zu nützen und zusätzliche Risiken zu minimieren.

In europäischen Lebensversicherungsunternehmen spielten Optimalitätsüberlegungen aufgrund einer langen historischen Entwicklung von einschränkenden Gesetzen bislang keine große Rolle. Durch die Liberalisierung entsteht aber die Möglichkeit und in weiterer Folge auch die Notwendigkeit zur Optimierung der langfristigen Strategien.

Werden die Handlungsalternativen vermehrt, rücken Optimalitätsbetrachtungen in den Vordergrund: dieser Vorgang lässt sich auch in anderen in den letzten Jahren liberalisierten Industrien, etwa der Energiebranche, beobachten. Es ergibt sich somit die Frage, wie Optimierungsmethoden verwendet werden können, um strategische Entscheidungen zu treffen, die die Chancen des Kapitalmarktes unter Berücksichtigung der Gegebenheiten des Versicherungswesens bestmöglich nützen.

Das Unternehmensmodell

Im Folgenden wollen wir anhand eines stark vereinfachten aber überschaubaren Modells die Möglichkeiten von Optimierungsüberlegungen in der Lebensversicherung demonstrieren. Es sei betont, dass eine komplette Abbildung des Lebensversicherungsgeschäftes nicht Ziel dieses Artikels sein kann, auch wenn zur Formulierung eines Beispiels teilweise reale Daten verwendet wurden. Im Vordergrund steht vielmehr die Frage, welche Art von Nutzen aus der Verwendung von integrierten Optimierungsmodellen gezogen werden kann.

In unserem einfachen Modell wollen wir die folgenden Einflüsse auf den Unternehmenserfolg betrachten:

- Die Art des Bestandes beeinflusst die Verpflichtungen des Unternehmens aus den Versicherungsverträgen, sowohl was deren Höhe, als auch das daraus resultierende Risiko betrifft.
- Die Veranlagungsstrategie am Kapitalmarkt bestimmt die Vermögensentwicklung des Versicherungsunternehmens. Bestände mit unterschiedlichem biometrischen Risiko erlauben unterschiedliche Anlagestrategien des Unternehmens.
- Schließlich soll der Einfluss der Mindestzuweisung an die Rückstellung für die Gewinnbeteiligung der Versicherungsnehmer auf das Neugeschäft modelliert werden. Die Mindestzuweisung ist durch einen Prozentsatz am festgestellten Überschuss eines Abrechnungsverbandes gegeben und wird im Folgenden als Partizipationssatz bezeichnet.

Die Wahl des Partizipationssatzes stellt in unserem einfachen Modell jene Maßnahmen im Rahmen der Produktpolitik dar, die Einfluss auf Bestandsentwicklung und Unternehmenserfolg haben.

Die Verpflichtungen auf der Passivseite entstehen in unserem vereinfachten Modell aus reinen Erlebensversicherungen gegen Einmalbeitrag, wobei zusätzlich alle Verträge mit gleicher Laufzeit T abgeschlossen werden und alle Versicherten sich im gleichen Anfangsalter befinden und dem gleichen Geschlecht angehören. Kosten werden zu Beginn des Zeitraumes abgeführt und stehen somit für die weitere Optimierung nicht zur Verfügung. Zur weiteren Vereinfachung beträgt der Einmalbeitrag für alle Beteiligten eine Geldeinheit.

Das Unternehmen operiert mit einem fixen Rechnungszins r und einem variablen Partizipationssatz α . Der Anteil α soll – als Marketinginstrument – den Absatz an Verträgen bestimmen: Je geringer der Anteil α ist, desto weniger Verträge wird das Versicherungsunternehmen absetzen können. In unserem Modell gelte für die Anzahl der Verträge n die einfache lineare Beziehung $n_\alpha = k \cdot \alpha + d$, wobei $k > 0$.

Für das Unternehmen ergibt sich somit die Notwendigkeit, im Rahmen der Maximierung des Unternehmensgewinnes ein günstiges Gleichgewicht zwischen dem über $1-\alpha$ einbehaltenem Teil des Gesamtüberschusses als Unternehmensgewinn und den abgesetzten Verträgen zu finden. Ein zu geringes Bestandsvolumen kann die Gesamtsituation negativ beeinflussen und damit das Ergebnisrisiko des Bestandes erhöhen.

Die versprochene Erlebenssumme wird entsprechend den Rechnungsgrundlagen erster Ordnung bestimmt: $s = (1+r)^T / p_0$, wobei T die betrachtete Versicherungsdauer und p_0 die Überlebenswahrscheinlichkeit laut Sterbetafel bezeichnet.

Die Anzahl der Überlebenden am Ende des Planungshorizontes ist eine binomialverteilte Zufallsvariable $X \sim \text{Bin}(n_\alpha, p)$, wobei p nun die Überlebenswahrscheinlichkeit 2. Ordnung bezeichnet. Die für das Unternehmen verbindliche Auszahlung ergibt sich daraus als $A_v = s \cdot X$. Der Erwartungswert der Auszahlung beträgt $\mathbf{E}(A) = \gamma \cdot n_\alpha$ mit $\gamma = p \cdot s = \frac{p \cdot (1+r)^T}{p_0}$, die Varianz ist durch $\mathbf{Var}(A) = \delta \cdot n_\alpha$ mit $\delta = p \cdot (1-p) \cdot s$ gegeben.

Die zu Beginn eingenommenen Geldmittel werden in unserem Modell für die gesamte Versicherungsdauer am Kapitalmarkt angelegt, wofür die Wertpapiere $W_i, 1 \leq i \leq m$, jeweils mit einer zufälligen Rendite Z_i , zur Verfügung stehen. Erwartungswert und Varianz des Gesamtportfolios $Z = n_\alpha \cdot (1 + R_p)$ mit Rendite R_p werden analog zum Markowitz-Ansatz der Portfolioselektion modelliert: $\mu_p = \mathbf{\mu}'\mathbf{x} + n_\alpha, \sigma_p^2 = \mathbf{x}'\mathbf{A}\mathbf{x}$. Dabei bezeichnet $\mathbf{\mu}$ den Vektor der erwarteten Renditen der einzelnen Investitionsmöglichkeiten, \mathbf{A} deren Varianz-Kovarianzmatrix. Der Vektor \mathbf{x} repräsentiert die Investitionen in die einzelnen Wertpapiere, μ_p bezeichnet die Rendite des gesamten Portfolios, σ_p^2 dessen Varianz.

Das Versicherungsunternehmen acquiriert am Anfang des Planungshorizontes n Verträge und somit auch n Geldeinheiten, wobei diese Summe vom gewählten Partizipationsatz abhängig ist. Für die Veranlagung ist somit ist die Beschränkung $\sum_i x_i = n_\alpha$ zu beachten.

Weiters sollen die Investitionen in die einzelnen Wertpapiere x_i zur Vermeidung von Leerverkäufen nicht negativ sein: $\mathbf{x} \geq 0$.

Das Optimierungsproblem

Für ein Optimierungsproblem müssen zunächst Entscheidungsvariable und eine Zielfunktion identifiziert werden. Als Entscheidungsvariablen sollen in unserem Fall die Investitionen in die einzelnen Wertpapiere x_i , sowie der Partizipationsatz α fungieren.

Die Zielfunktion erfordert mehr Überlegung: Obwohl ein Unternehmen durchaus mehrere Ziele verfolgen kann, spielt natürlich der über die Laufzeit der Verträge erzielte Gewinn $G = (1 - \alpha)(Z_p - A_v)$ eine große Rolle. Dieser ist aber eine Zufallsvariable und kann nicht direkt als Zielfunktion verwendet werden.

In der Finanzwirtschaft werden für gewöhnlich zwei Ziele verfolgt: Der Ertrag eines zu bestimmenden Portfolios soll möglichst groß sein, während das damit verbundene Risiko möglichst klein sein soll. Es existieren mehrere Ansätze, um derartig konkurrierende Ziele in der Formulierung eines Optimierungsproblems zu vereinen. Eine mögliche Strategie

besteht darin, ein Risikomaß unter Vorgabe einer Mindestrendite zu minimieren. Zu jeder möglichen Rendite kann somit ein minimales Risikomaß bestimmt werden. Die so gegebene Kurve wird als effizienter Rand bezeichnet. Ein rationaler Investor wird seine Anlagestrategie so wählen, dass die resultierende Kombination aus Ertrags- und Risikomaß auf dem effizienten Rand liegt.

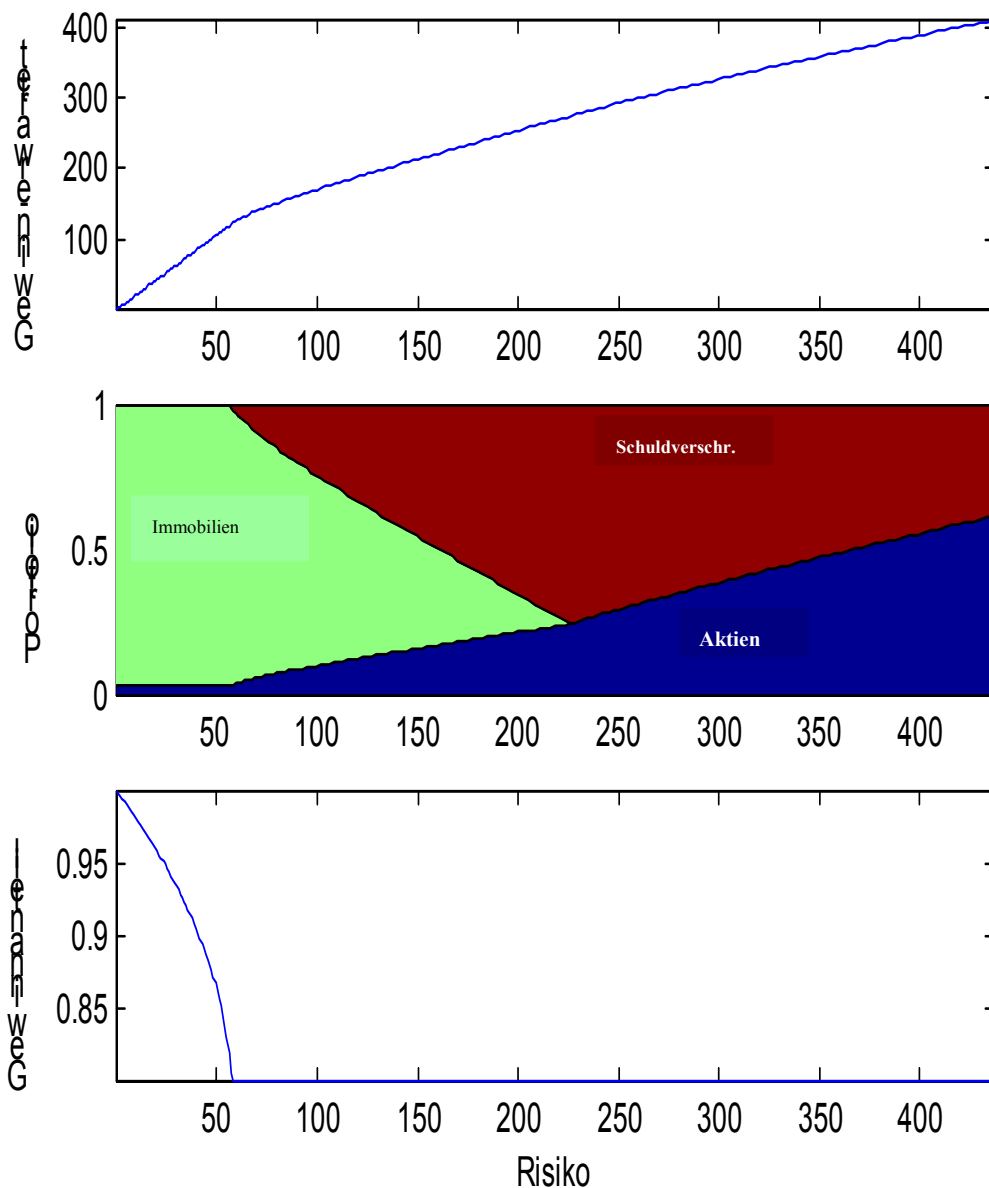
Es existiert eine Vielzahl von Risikomaßen mit unterschiedlichen Eigenschaften. Wir wollen aber im Folgenden dem Ansatz von Markowitz möglichst nahe bleiben, da dieser vielen Lesern vertraut sein dürfte. Das Risikomaß für unser einfaches Modell sei daher die Varianz des Gewinns. Ähnlich dem Markowitz-Modell wollen wir einen effizienten Rand für das um das biometrische Risiko und die Wahlmöglichkeit des Partizipationssatzes erweiterte Modell konstruieren.

Das Optimierungsproblem lässt sich somit unter Annahme von Unabhängigkeit zwischen dem biometrischen Risiko und den Vorgängen am Kapitalmarkt folgendermaßen formulieren:

$$\begin{aligned} \min_{\mathbf{x}, \alpha} & (1 - \alpha)^2 (\mathbf{x}' \mathbf{A} \mathbf{x} + \delta \cdot n_\alpha) \\ \text{NB: } & \sum_i x_i = n \\ & (1 - \alpha) \cdot (\boldsymbol{\mu}' \mathbf{x} + (1 - \gamma) \cdot n_\alpha) \geq c \\ & \mathbf{x} \geq 0 \\ & \alpha_0 \leq \alpha \leq 1 \end{aligned}$$

Der effiziente Rand ist durch c und die zugehörige minimale Varianz gegeben. Die Berechnung der optimalen Werte ist wegen der starken Vereinfachungen und der Benutzung der Varianz als Risikomaß nicht allzu schwierig: Bei fixem α lässt sich das Problem als quadratisches Programm – ähnlich zum klassischen Markowitz-Modell – lösen. Somit muss nur der Parameter α variiert werden, um eine optimale Gesamtlösung zu finden. Insgesamt handelt es sich somit um ein Problem der parametrischen quadratischen Optimierung.

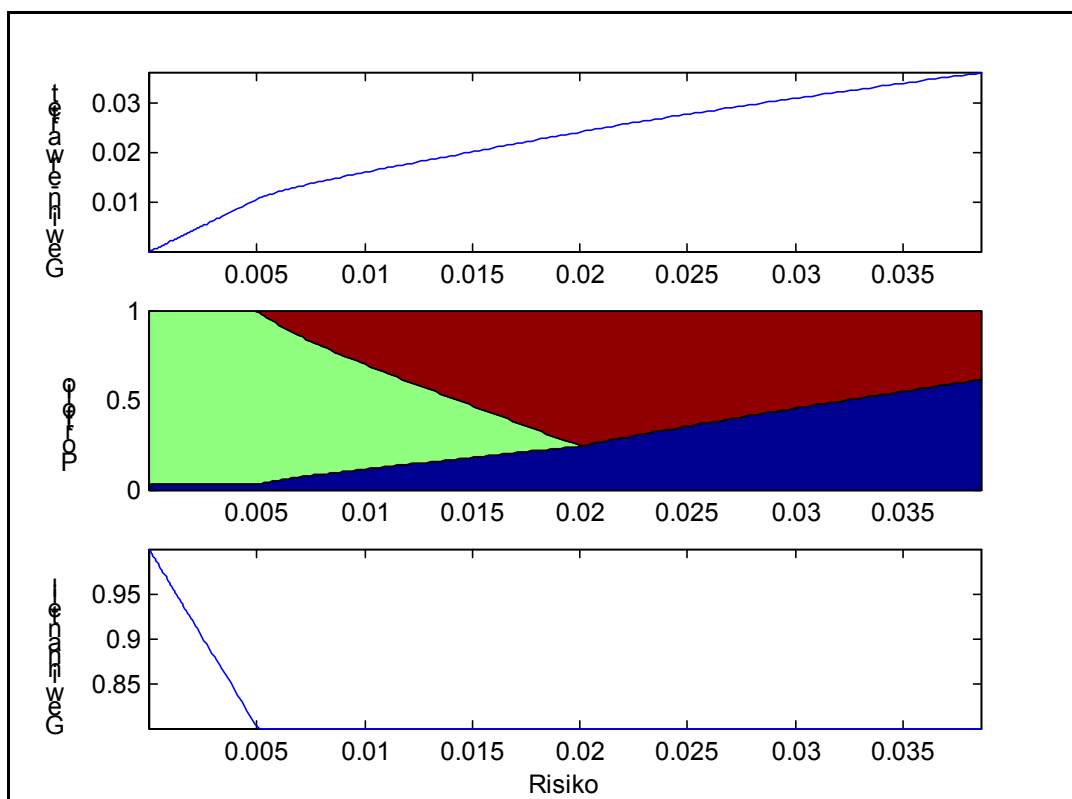
Ein Fallbeispiel



Grafik 1: Effizienzgrenze (erwarteter Gewinn im Sinne des Unternehmensgewinnes), optimale Zusammensetzung des Portfolios und optimaler Partizipationssatz (Modell 1)

Als Investitionsmöglichkeiten betrachten wir nun die Anlage in Aktien, Immobilien und Schuldverschreibungen. Eine entsprechende einjährige Varianz-Kovarianzmatrix \mathbf{A} , sowie einen zugehörigen Erwartungswertvektor $\boldsymbol{\mu}$ entnehmen wir [Albrecht (1999)].

Dabei setzen wir voraus, dass das Versicherungsunternehmen sich an entsprechenden Fonds beteiligt, die separat verwaltet werden.

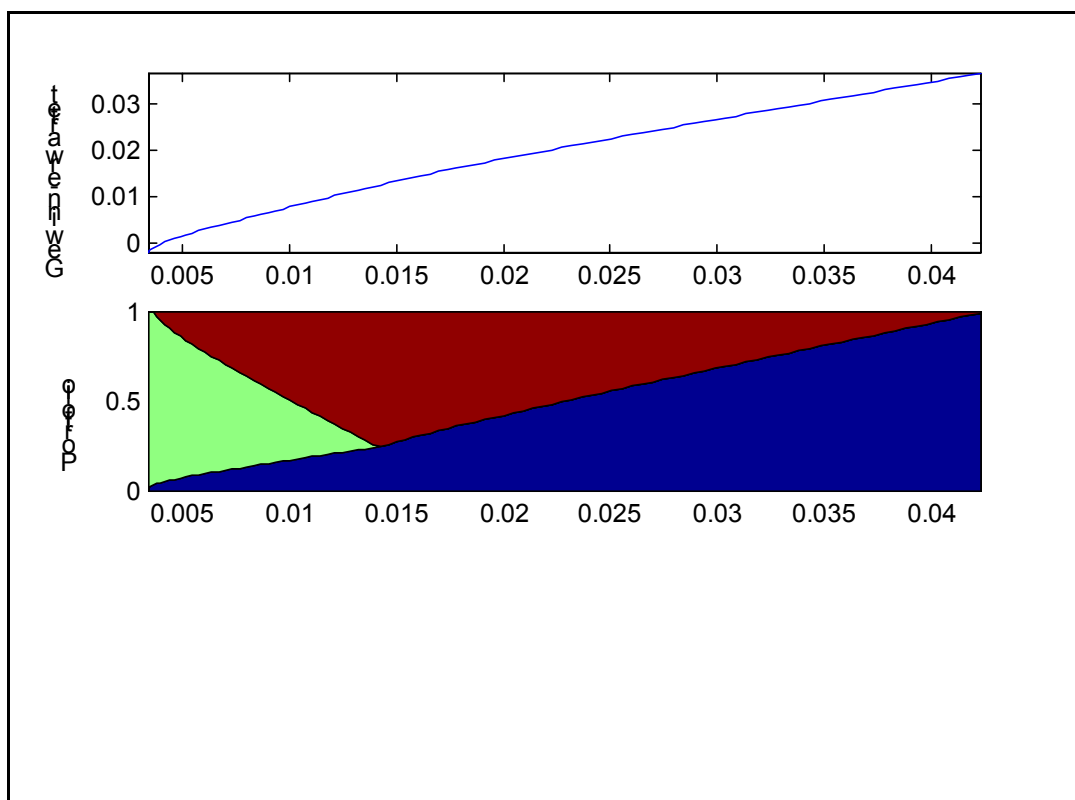


Grafik 2: Betrachtung pro Vertrag (bzw. Währungseinheit) - Effizienzgrenze, optimale Zusammensetzung des Portfolios und optimaler Partizipationssatz (Modell 1)

Der Rechnungszins sei mit 3% gegeben. Die Überlebenswahrscheinlichkeit als Rechnungsgrundlage erster Ordnung, sowie die tatsächliche Überlebenswahrscheinlichkeit beziffern wir mit 0,99. Schließlich wird der Zusammenhang zwischen Partizipationssatz und Anzahl der Versicherungsverträge durch eine einfache lineare Funktion modelliert: Bei 85% sind 13.800 Verträge absetzbar, bei einer Steigerung um 1% lassen sich 500 Verträge mehr verkaufen. Der Partizipationssatz sollte nicht kleiner als 80% sein (Modell 1).

Die Ergebnisse sind in Grafik 1 zusammengefasst. Im ersten Bildausschnitt ist die Effizienzgrenze für das Modell zu sehen, als Risikomaß dient dabei die Standardabweichung. Der zweite Ausschnitt zeigt die Aufteilung des Anlageportfolios, der dritte Ausschnitt schließlich den optimalen Partizipationssatz für jeden möglichen Wert der Standardabweichung. Ein vertikaler Schnitt durch die drei Ausschnitte liefert demgemäß zu jedem Punkt der Effizienzgrenze die Zusammensetzung des entsprechenden Portfolios, sowie den optimalen Partizipationssatz.

Es zeigt sich, dass das Versicherungsunternehmen unter unseren Annahmen Risiko und Ertrag zunächst über den Partizipationssatz steuern kann, sofern beide Größen eher niedrig gehalten werden sollen. Lässt sich der Partizipationssatz nicht mehr herabsetzen, wird das Risiko über die Anlagestrategie gesteuert, wobei mit steigendem Ertrag und Risiko der Aktienanteil stark zunimmt.



Grafik 3: Effizienzgrenze und optimale Aufteilung des Portfolios bei ausschließlicher Optimierung des Anlageportfolios. Garantierte Leistung und 80% Überschußbeteiligung wurden bereits abgezogen. (Modell 2)

Höhere erwartete Erträge als die im Bild dargestellten lassen sich nicht erzielen, da sonst Nebenbedingungen der Optimierung verletzt würden.

Betrachtet man Ertrag und Risiko pro Vertrag (bzw. pro Währungseinheit) ergibt sich Grafik 2. Es zeigt sich, dass der optimale Partizipationssatz linear mit dem pro Vertrag eingegangenen Risiko sinkt, bis die Untergrenze erreicht ist.

Berücksichtigt ein Versicherungsunternehmen weder das Risiko aus den Verbindlichkeiten noch einen Zusammenhang zwischen Partizipationssatz und Anzahl der Verträge, kommt man zu gänzlich anderen Zusammensetzungen des Portfolios. Wird jede eingehende Währungseinheit gemäß dem gewöhnlichen Markowitz-Modell am Kapitalmarkt angelegt und sodann die Verpflichtungen gegenüber den Versicherungsnehmern sowie 80% Partizipationssatz abgezogen, so ergibt sich – wie aus Grafik 3 ersichtlich – pro Währungseinheit eine Effizienzgrenze, die unterhalb der Effizienzgrenze unseres ursprünglichen Modells liegt (Modell 2).

Dabei ist noch gar nicht berücksichtigt, dass das dermaßen einfach kalkulierende Unternehmen zwar seine versicherungstechnischen Verpflichtungen als fix betrachtet, diese aber dennoch ein Risiko in sich bergen. Das Unternehmen blendet somit einen Teil seines Risikos aus seinen strategischen Überlegungen aus.

Dies zeigt sich auch im Vergleich der Portfoliozusammensetzungen in den Grafiken 2 und 3: Das maximale Anlagerisiko in Modell 2 ist bei ähnlichem Maximalertrag etwas höher als das maximale Gesamtrisiko in Modell 1. In Modell 2 werden Maximalertrag und Maximalrisiko erreicht, wenn alle Mittel in Aktien angelegt sind, während in Modell 1 höchstens 60% der Mittel in Aktien fließen. In Modell 1 findet gewissermaßen ein Tausch zwischen biometrischem und Anlagerisiko statt.

Auf diese Weise erlangt ein Unternehmen, das die Geschäftsfelder Risikogeschäft, Produktpolitik und Anlagepolitik gemeinsam optimiert, gegenüber einem Unternehmen, das diese Bereiche getrennt betrachtet, Vorteile hinsichtlich Effizienz und Absicherung des Gesamtrisikos.

Modellerweiterungen

Das präsentierte Modell ist natürlich stark vereinfacht. Trotzdem konnte angedeutet werden, welche Möglichkeiten sich aus der Nutzung von integrierten Optimierungsmethoden für das Asset Liability Management und die Produktpolitik von Lebensversicherungsunternehmen ergeben können.

Für ein praxistaugliches Modell sind viele Anpassungen und Erweiterungen notwendig. Einige Anforderungen wollen wir aufzählen [Careño et al. in Ziemba (1998)]:

- Die Varianz ist kein ideales Risikomaß, da Abweichungen des Gewinns vom erwarteten Gewinn nach oben genauso bewertet werden wie Abweichungen nach unten. Anstelle der Varianz sollte daher ein asymmetrisches Risikomaß verwendet werden.
- Sollen Anlageentscheidungen im Zeitverlauf revidiert, oder andere Tarife, insbesondere Risikotarife, Kapitallebensversicherungen, sowie Versicherungen gegen laufende Prämien modelliert werden, ist eine Erweiterung des Optimierungsverfahrens nötig, um Entscheidungen zu mehreren Zeitpunkten zu ermöglichen.
- Die Aufhebung der in unserem Modell getroffenen Einschränkungen bezüglich Alter, Geschlecht und Versicherungssumme erfordert weitere Anpassungsschritte.
- Produktpolitik besteht nicht nur aus der Bestimmung eines optimalen Partizipationsatzes. Neben dem Neugeschäft können auch andere Komponenten der Bestandsentwicklung, wie etwa die Stornohäufigkeit, beeinflusst werden. Derartige Effekte sollten ebenfalls als Zufallsgrößen modelliert werden.
- Schließlich sind in einem ausgereiften Modell auch noch diverse Probleme der Bilanzierung, der Versteuerung, der Rückversicherung, sowie der verschiedenen Überschusssysteme zu berücksichtigen.

Es ist klar, dass die Berechnungen für ein derart umfassendes Modell erheblichen Aufwand verursachen können.

Obwohl in den USA und in Japan die Verwendung von Optimierungsmethoden im Lebensversicherungsbereich schon um einiges weiter fortgeschritten ist [Ziemba (1998)] als im deutschen Sprachraum, gibt es dennoch noch kein Modell, das all diesen

Anforderungen gerecht würde. Die Entwicklung entsprechender Modelle und Softwarepakete wäre aber zweifellos ein großer Fortschritt für das Asset-Liability Management von Lebensversicherungsunternehmen in einem deregulierten Umfeld.

Literatur

Albrecht P. et al. (1999), *Die Kapitalanlageperformance der Lebensversicherer im Vergleich zur Fondsanlage unter Rendite- und Risikoaspekten*, Karlsruhe.

Breuer W. et al. (1999), *Portfoliomanagement*, Wiesbaden.

Ezra, D. (1991), *Asset allocation by surplus optimization*, in: *Financial Analyst Journal*, Jan./Feb., 51-57.

Kinzler H. (2001), *Wettbewerbsvorteile durch strukturiertes Asset-Management*, in: *Versicherungswirtschaft*, Heft 3/2001.

Ziamba W. T., Mulvey J. M. (1998), *Worldwide Asset and Liability Modeling*, Cambridge.

Zimmermann H. et al. (1995), *Asset- und Liability-Management*, Zürich.

Zweifel P., Eisen R. (2000), *Versicherungsökonomie*, Berlin/Heidelberg/New York.

Ein mathematisches Modell zur Rechnungslegung nach FAS 120 US-GAAP

Martina Schroll, Michael Willomitzer

Vorbemerkung

Basis für die folgenden Ansätze sind die einschlägigen Dokumente der deutschen[1] bzw. österreichischen[2] Aktuarvereinigungen. Während dort ganz allgemein auf die Methodik der Bewertungen nach FAS 120 US - GAAP[3] eingegangen wird, steht hier die Formalisierung eines Kalküls im Vordergrund, der für die Tilgung der aktivierten Abschlußkosten (deferred acquisition costs, abgekürzt DAC) und den Aufbau der Schlussgewinnreserven (liability for terminal dividends, abgekürzt LTD) über den Verlauf der geschätzten Bruttomargen (estimated gross margins, abgekürzt EGM) Verwendung finden kann.

Die Ansätze sind so allgemein gehalten, daß sowohl die erstmalige Anwendung der US-Bewertungsgrundsätze als auch die laufende Anwendung und Revision der maßgeblichen Quoten und Stände abgedeckt werden können. Auch sind sie unabhängig von der Bestandsführung wobei hier im Speziellen auf die Systematik der Vertragsveränderungen hingewiesen sei.

Zwei Ansätze zur mathematisch-technischen Umsetzung werden im folgenden beschrieben.

1. Bestandsverdichtung

Auf Basis des Originalbestandes eines Unternehmens bzw. eines Bestandsabzuges wird mittels geeigneter Zusammenfassungskriterien ein verdichteter Bestand aufgebaut.

Dieser Ansatz gilt für beitragspflichtige und (teilweise-) beitragsfreie Verträge. Die Zusammenfassung zu Bestandssegmenten (Teilbestände, auch blocks/lines of business, abgekürzt BoB) ist zulässig. Vorausgesetzt sei eine Teilbestandsdefinition, die eine Identifikation der neugeschäftsabhängigen bzw. der aktivierungsfähigen Abschlußkosten im Sinne der US-GAAP Standards erlaubt. Vorausgesetzt sei ferner, daß die Definitionskriterien stationär sind, also im Zeitablauf unverändert bleiben und damit keine Verzer-

rungen entstehen. Zulässige Definitionskriterien wären demnach z.B. Jahrgänge, Abrechnungsverbände, Tarife oder Tarifgruppen bis hin zur einzelvertraglichen Betrachtungsweise.

Um die Bewegung der globalen LTD hinsichtlich der Entnahme bei Abläufen auf Teilbestandsebene konform mit der Aufbaumodalität und der Ablaufbewegung zu halten, sollte bei der Festlegung der Identifikationskriterien unbedingt auf die gleiche Restlaufzeit der zusammengefaßten Verträge geachtet werden.

In diesem Modell werden neben den Reserven und den EGM's auch die DAC mitgerechnet. Es sind keine weiteren Berechnungen außerhalb notwendig. Es müssen daher genaue Analysen gemacht werden, inwiefern das Modell die Realität im Sinne der Wesentlichkeit (materiality) hinreichend genau abbildet.

2. Repräsentativer Modellbestand

Die Deckungsrückstellung des gesamten Bestandes wird in den Host- Systemen berechnet und die Werte an die Modellierungssoftware übergeben. Dabei wird jeder Vertragsteil (jede Index- und Dynamikschicht) getrennt modelliert. Allerdings werden nicht alle Tarife abgebildet sondern nur solche, die einen wesentlichen Beitrag zu den DAC liefern. Voraussetzung für diese Vorgangsweise sind umfangreiche Bestandsanalysen, um zu einem repräsentativen Modellbestand zu kommen. Manche Produkte werden auch durch Näherungen abgebildet z. B Heiratsausstattung durch adäquate Term- fix- Varianten.

Bei diesem zweiten Ansatz geht man davon aus, dass nicht direkt die Höhen der EGM von Bedeutung sind, sondern dass es hauptsächlich auf das EGM- Profil ankommt; der EGM - Verlauf des Modellbestandes ist gegenüber dem EGM - Verlauf des Gesamtbestandes parallel verschoben. Formal kann dies durch die Bedingung:

$$\frac{BW(EGM_{mR}^t)}{BW(EGM_{mA}^0)} = \frac{BW(EGM_{taR}^t)}{BW(EGM_{taA}^0)} = c$$

beschrieben werden.

Die Bildung von BoB ist auch hier wie im obigen Modell notwendig.

Dabei steht der Index m für modellierten Bestand, ta für den tatsächlichen Bestand, A bzw. R für Anfangsbestand bzw. Restbestand und c für eine Konstante.

$BW(EGM_R^t)$ Barwert der EGM ab Betrachtungszeitpunkt t

$BW(EGM_A^0)$ Barwert der EGM ab Beginn mit dem gesamten Bestand eines BoB

Sensitivitätsanalysen auf Basis von Variationen des Modellbestandes müssen zeigen, ob dieser Bedingung entsprochen werden kann.

Die Bildung von block of business ist auch hier wie im obigen Modell notwendig.

Der vorgestellte mathematische Formalismus ist für beide Modelle in gleicher Weise verwendbar.

Aktivierung der Abschlußkosten

Aktivierbare Abschlußkosten

Aktivierungsfähig sind grundsätzlich alle Abschlusskostenarten, die entweder strikt oder weitestgehend neugeschäftsabhängig sind.

Zu aktivierende Abschlußkosten

Die aktivierungsfähigen Abschlusskosten, deren Barwert mit dem Barwert der EGM vermindert um den Barwert der Schlussüberschußanteile getilgt werden kann (test of recoverability), sind als DAC zu aktivieren. Man könnte versucht sein möglichst viele semi-variablen Abschlusskosten als aktivierungsfähig zu klassifizieren, hat aber dann das Problem, daß die EGM möglicherweise nicht mehr ausreichen um den DAC zu tilgen und die Schlußgewinne anzufinanzieren.

Tilgung der aktivierten Abschlußkosten

Die aktivierten Abschlußkosten sind über die Vertragslaufzeit zu tilgen.

Der Verlauf der geschätzten Bruttomargen (EGM) der einzelnen Projektionsintervalle über die Bestandsdauer bestimmt die Tilgungshöhe in den einzelnen Bestandsjahren.

Für den betrachteten Teilbestand besteht die jährliche Tilgung der DAC aus einem festen Teil der für dieses Projektionsintervall festgestellten EGM. Diese festen Teile bestimmen sich aus dem Verhältnis Barwert der aktivierbaren Abschlusskosten zu Barwert der Gesamt-EGM. Dieses Verhältnis wird als Tilgungsrate bezeichnet und zu Beginn eines Vertrages bzw. Teilbestandes ermittelt. Sie bleibt unverändert, solange die realisierten GM den Schätzungen entsprechen bzw. die für die Berechnung der künftigen EGM verwendeten Rechnungsgrundlagen gültig bleiben.

Die Rechnungsgrundlagen werden nach "best estimate" auf Basis der aktuellen Beobachtungen ohne Sicherheitszuschläge festgelegt.

Die Raten sind daher regelmäßig zu überprüfen und gegebenenfalls anzupassen. Diese grundsätzliche Regel führt letztlich dazu, jährliche laufende Revisionen vorzusehen.

Noch nicht amortisierte DAC^t zum Zeitpunkt t werden prospektiv nach folgender Formel berechnet

$$DAC^t = \text{Tilgungsrate} \cdot BW(EGM^t)$$

mit DAC^0 als Initial DAC resp. DAC des Anfangsbestands
wobei sich die Tilgungsrate wie folgt ermittelt:

$$Tilgungsrate = \frac{DAC^0}{BW(EGM^0)}$$

Finanzierung der Schlussüberschussanteile

Zu finanzierende Schlussüberschussanteile

Schlussüberschussanteile sind in der Deckungsrückstellung anzufinanzieren, wenn

- es voraussichtlich zu einer Zahlung kommt und
- die Höhe vernünftig geschätzt werden kann.

Die Zahlung eines laufenden Gewinnanteiles am Ende des letzten Versicherungsjahres gilt nicht als Schlussüberschussanteil, da er nicht rückkaufsfähig ist und nur im letzten Jahr als Ausgleich für die Wartefrist zu Beginn des Vertrages entsteht.

Schlussgewinnreserve (LTD)

Die Finanzierung der Schlussüberschussanteile erfolgt über den Aufbau einer speziellen Reserve der Liability for Terminal Dividends (LTD), die als Teil der Deckungsrückstellung und nicht als Teil der RfB geführt werden. Der Aufbau der LTD wird an der RfB vorbei aus dem Rohüberschuß finanziert.

Finanzierung der LTD

Die LTD sind über die Vertragslaufzeit aufzubauen. Die Finanzierung erfolgt analog der Tilgung der aktivierungsfähigen Abschlußkosten.

Der Verlauf der EGM (estimated gross margin) der einzelnen Projektionsintervalle bestimmt den Finanzierungsbetrag in den einzelnen Projektionsintervallen

Die anzufinanzierende Schlussgewinnreserve wird prospektiv nach folgender Formel berechnet :

$$LTD^t = BW(S\ddot{U}A^t) - \text{Finanzierungsrate} \cdot BW(EGM^t)$$

wobei die Finanzierungsrate sich wie folgt ermittelt:

$$\text{Finanzierungsrate} = \frac{BW(S\ddot{U}A^0)}{BW(EGM^0)}$$

BW(SÜA⁰)

Barwert der Schlussüberschußanteile zu Beginn

BW(EGM⁰)

Barwert der EGM ab Beginn des gesamten Bestand eines BoB

Formale Herleitung der EGM's sowie der Stände der DAC bzw. der LTD

Um einen möglichst allgemeinen Ansatz zu ermöglichen, wird ein dynamischer Matrixkalkül aufgebaut. Dadurch ist es möglich, für eine BoB-spezifisch gegebene Jahrgangsordnung auch die in den Folgejahren bei Vertragsänderungen anfallenden aktivierungsfähigen Abschlußkosten und zusätzlich entstehende Ansprüche auf Schlußgewinnanteile zu behandeln ohne ein direktes oder approximativ abgeleitetes Schichtenkonzept zu benutzen. Im wesentlichen folgt er der oben angeführten Vorgangsweise.

Im Folgenden sind die Beobachtungsintervalle auf Jahre abgestellt. Der Formalismus kann aber sinngemäß auf andere z.B. auf monatliche Beobachtungsperioden übertragen werden.

Definitionen und Konventionen

Für die folgenden Darlegungen seien vorweg einige Definitionen bzw. Konventionen getroffen.

Das Zeitmodell

Falls der Berechnungstichtag der 1.1. XXXX ist, dann wird er dem 31. 12.XXXX-1 gleichgesetzt.

Durch die Bildung von blocks of business (BoB) wird der Bestand dermaßen strukturiert, sodaß mindestens eine Differenzierung nach Jahrgängen vorliegt, das heißt, daß alle Verträge eines betrachteten Teilbestandes dasselbe Beginnjahr (Kalenderjahr) aufweisen. Somit sind den betrachteten Teilbeständen in natürlicher Weise Kalenderjahre zugeordnet. Üblicherweise ist ein block of business eine Aggregation von gleichartigen Tarifen (d.h mit ähnlichen versicherten Risiken wie Kapital, Renten, Risikoversicherungen), mit einem bestimmten Vertragsstatus (prämienpflichtig, prämienfrei und Einmalerlag) und gleichen Versicherungsbeginnen.

K sei das Kalenderjahr des Berechnungsstichtages. Mit H sei der Beobachtungshorizont als Anzahl der Jahre quantifiziert, über die Stichtag aus die Berechnungen in die Zukunft erstrecken. Ist K_1 das erste Kalenderjahr des Beobachtungszeitraumes, so definieren wir $K_2 = K_1 + 1$, $K_3 = K_2 + 1$, ... bzw. allgemein $K_j = K_{j-1} + 1$ für $2 \leq j \leq K - K_1 + 1 = m$.

Man erhält damit eine Abzählung oder Indizierung der Kalenderjahre des Beobachtungszeitraumes vom ersten Jahr bis zum Kalenderjahr des Beobachtungszeitpunktes bis K . Die Indizierung der Beginnjahre läßt sich nun auf eine Indizierung der Teilbestände übertragen. Sofern für ein K_i kein zuzuordnender Teilbestand existiert, so ist die Folge der Teilbestände im Sinne der Vollständigkeit allenfalls um Leer- oder Nullbestände zu ergänzen. Vorausgesetzt wird allerdings, daß den Jahren K_1 und $K = K_m$ keine Nullbestände zuzuordnen sind.

Die Anzahl der begonnenen Bestandsjahre des ältesten Bestandes wird mit i bezeichnet.

Der Übersichtlichkeit halber seien die eben eingeführten Termini noch einmal zusammengestellt.

- K Kalenderjahr des Berechnungsstichtags
- H Beobachtungshorizont in Jahren ab dem Zeitpunkt K
- K_j Kalenderjahre im Beobachtungszeitraumes vom ersten Kalenderjahr bis zum Jahr des Beobachtungszeitpunktes.
Für $2 \leq j \leq m$ gilt $K_j = K_{j-1} + 1 = K_1 + j - 1$
- m $K - K_1 + 1 = m$ Hilfsvariable, Anzahl der betrachteten Jahrgänge
- n Anzahl der begonnenen Bestandsjahre des ältesten Bestandes bis zum Ende des Beobachtungszeitraumes
- i Bestandsjahresindex $1 \leq i \leq K - K_1 + 1 + H = m + H = n$
- j Jahresindex $1 \leq j \leq K - K_1 + 1$
allgemein ist die durchlaufene Bestandszeit $k = i - j$

Die Matrixdarstellungen

Spalten der Matrizen entsprechen den Jahrgängen, Zeilen den durchlaufenen bzw. den bis zum Ende des Hochrechnungszeitraums noch zu durchlaufenden Jahren

- **Matrix der Initial DAC** $A^0 = (a_{i,j})$ wobei

$$1 \leq i \leq n, 1 \leq j \leq m,$$

$$a_{i,j} = 0 \text{ wenn } i < j$$

$$\text{Sonst } a_{i,j} = \alpha_j \cdot (1 + x) \cdot \text{VS bzw. } a_{i,j} = \alpha_j \cdot (1 + x) \cdot \sum B_m$$

Dabei gilt

α_j Jahrgangsspezifische rechnungsmäßige Abschlußkosten

$(1+x)$ Streckungs- / Kürzungsfaktor auf α_j für die, über die kalkulatorischen Provisi-
onen hinausgehenden, zusätzlich aktivierbaren Abschlußkosten (eventuell abhängig von
BoB, Jahrgang,...)

Wird jede Dynamik/ Erhöhungsschicht als eigener Vertrag abgebildet so reduziert sich
diese Matrix auf eine Diagonalmatrix, weil dann $a_{ij} = 0$ bei $i \neq j$.

A ist eine $n \times m$ Matrix. Sie läßt sich auf eine $m \times m$ Matrix reduzieren, weil für $i > m$
und $1 \leq j \leq m$

$a_{i,j} = 0$ gilt.

Zinsvektor $Z = (z_i) \quad 1 \leq i \leq n$. Das Element z_i bezeichnet den Zins 2. Ordnung im i -ten
Bestandsjahr des ältesten Jahrganges.

Annahmen zum Zins 2. Ordnung wird man für die Zukunft maximal über einen Zeitraum
von 5 Jahren machen. Das heißt, daß es sinnvoll ist, in praxi die Elemente von Z ab einem
bestimmten Bestandsjahr konstant zu halten.

Die Festlegung der z_i erfolgt auf Basis des expected investment yield, das ist der best
estimate der künftigen Kapitalanlageverzinsung.

Matrix der EGM $E = (e_{ij})$ wobei

$1 \leq i \leq n, 1 \leq j \leq m,$

$e_{ij} = 0$ für $i < j$ sonst

$$e_{ij} = \max\left(\sum_{n=1}^N e_k^n ; 0\right)$$

Die Elemente e_{ij} sind also die EGM für Jahrgang j und Bestandsjahr i aufsummiert über
alle Einzelverträge eines BoB.

N bezeichnet die Anzahl der Verträge des Gesamtbestandes (des Modellbestandes)

E ist eine $n \times m$ – Matrix

Die Größen e_k sind gegeben durch [4]

$e_k = B_k + KE_k - L_k - K_k - \Delta NLPR_k - G_k +/- SAE_k$ mit

- Bruttobeiträge B_k
- Kapitalerträge auf die Net Level Premium Reserve KE_k und den Cash-Flow
- Versicherungsleistungen L_k (ohne Regulierungsaufwendungen)

- Laufende Verwaltungskosten K_k (maintenance expenses enthält auch die Regulierungsaufwendungen, sind nur Kosten die mit der Bestandsgröße variieren und keine Overheadkosten)
- Laufende Gewinnbeteiligung G_k
- Veränderung der Nettoprämienreserve $\Delta NLPR_k$
- Sonstige Aufwendungen/Erträge SAE_k

Der Index k bezeichnet hier die abgelaufene Dauer des Vertrages

Der Wert der Estimated Gross Margins e_k wird einzelvertraglich aus der Projektion dieser Komponenten bestimmt, die nach Rechnungsgrundlagen 2. Ordnung hochgerechnet werden. Negative EGM werden ausgenullt, jedoch sinnvollerweise nicht auf einzelvertraglicher Basis sondern pro BoB.

Genauere Angaben dazu finden sich im im Abschnitt „Erläuterungen zu den Positionen der EGM-Berechnungen, die im Rahmen der Hochrechnung zu verwenden sind“.

- **Diskontmatrix** $V = (v_{i,j})$ wobei

$$1 \leq i \leq n, 1 \leq j \leq m$$

$$v_{i,j} = 0 \text{ für } i < j \text{ sonst}$$

$$v_{i,j} = \prod_{l=i}^j (1 + z_l)^{-1}$$

Berechnungen der nicht amortisierten DAC bzw. der Schlussgewinnreserven mittels Matrixkalkül

Mit Hilfe der Diskontierungsmatrix und der Matrix der EGM wird die Hilfsmatrix über die Barwerte der EGM aufgestellt. Aus dieser leitet sich der Gesamtbarwert der EGM als Matrix bzw. der Zeilenvektor der Barwerte der künftigen EGM ab.

$$BW(\text{EGM}) = E^T \cdot V = (bwe_{ij})$$

Zur Berechnung der Tilgungsquote/ Finanzierungsquote wird der **Barwert der Gesamt-EGM** $BW(\text{EGM}^0)$, d.h. der Barwert ab Bestandsbeginn des j -ten Bestands, verwendet. Diese ergibt sich aus obiger Matrix für bestimmte Elemente.

$$BW(EGM^0) = (bwe_{ij}^0)$$

$$bwe_{ij}^0 = 0 \text{ für } i \neq j$$

$$bwe_{ij}^0 = bwe_{ij} \text{ für } i = j$$

Der **Barwert der künftigen EGM** BWE_i sind ebenfalls bestimmte Elemente obiger Matrix

$$BWE_i = (bwe_{ij}^t)$$

$$bwe_{ij}^t = bwe_{ij} \text{ für die gilt } i = K - K_0 + 1$$

$$bwe_{ij}^t = 0 \text{ sonst}$$

d.h. dies ist ein Zeilenvektor mit dem Barwert der künftigen EGM zum Berechnungsstichtag

$BW(A^0) = (bwa_{i,j}) = A^T \cdot V$ stellt analog den **Barwert der gesamten aktivierbaren Abschlußkosten** dar.

Die **Matrix der Tilgungsquoten** darf durch die Transformation auf zwei Diagonalmatrizen einfach als $T = (t_{ij}) = BW(A^0) \cdot BW(EGM^0)^{-1}$

$$t_{ij} = 0 \text{ für } i \neq j$$

aufgestellt werden.

Mit der Diagonalmatrix der Tilgungsquoten T und dem Spaltenvektor des Barwert der künftigen EGM BWE_i^T lassen sich die noch nicht amortisierten Abschlußkosten DAC als Spaltenvektor darstellen. $DAC = (dac_j) = T \cdot BWE_i^T$

Mit Hilfe des Zeilenvektors $N = (n_i)$, $n_i = 1$ für $1 \leq i \leq m$ bekommt man nun den **gesamten noch nicht amortisierten DAC^t**

$$DAC^t = DAC \cdot N = \sum_{j=1}^{K-K_1+1} dac_j$$

Die Berechnungen der Schlußgewinnreserve lassen sich vollkommen analog gestalten. Von einer Detaildarstellung wird daher abgesehen. Wesentlich ist die Darstellung der Grundidee.

Erläuterungen zu den Positionen der EGM - Berechnungen, die im Rahmen der Hochrechnungen zu verwenden sind.

${}_k p_x$ ist die Verbleibswahrscheinlichkeit mit der Stornowahrscheinlichkeit s_k und Sterbewahrscheinlichkeit q_x jeweils 2. Ordnung.

$${}_k p_x = {}_{k-1} p_x \cdot (1 - q_{x+k-1} - s_{k-1})$$

$${}_0 p_x \text{ bzw. } p_{x+k} = 1 \text{ wenn } i \leq j$$

$$s_{k-1} = 0 \text{ wenn } i \leq j$$

$$q_{x+k-1} = 0 \text{ wenn } i \leq j$$

- B_k Bruttobeitrag mit Fälligkeit zu Beginn des Jahres k
- E_k Erlebensfalleistung mit Fälligkeit zu Beginn des Jahres $k+1$
- T_k Todesfalleistung mit Fälligkeit zum Ende des Jahres k

1. Bruttobeiträge

Als Bruttobeiträge stehen alle Beiträge, die dem Versicherungsnehmer vertragsgemäß in Rechnung gestellt werden. Im Speziellen sind das auch die Beiträge vor Gewinnverrechnung.

$$B_k^2 = {}_{k-1} p_x^2 \cdot B_k \text{ mit } B_k \text{ bei } i = j \text{ und } B_k = 0 \text{ bei } i < j$$

2. Kapitalerträge

Zinsen bzw. Kapitalerträge mittels angenommenem Zins 2. Ordnung auf die Net Level Premium Reserve (NLPR) und den Cash-Flow (vergl. [1] bis [4]). Z_k^2 sollte dem für die Diskontierung verwendeten Z_i entsprechen.

$$KE_k^2 = ({}_{k-1} p_x^2 \cdot ({}_{k-1} V_x - E_{k-1}) + B_k^2 - K_k^2) \cdot Z_k^2$$

3. Versicherungsleistungen

Die Versicherungsleistungen entsprechen denjenigen der Gewinn- und Verlustrechnung laut HGB, sind aber ohne Regulierungsaufwendungen anzusetzen. Bei Gewinnverwendung Ansammlung enthalten die Leistungen nicht die Gewinnauszahlungen, wenn man in der Bilanz die Gewinnbeteiligung als Verbindlichkeit zeigt und daher können diese in den sonstigen Aufwendungen und Erträge enthalten sein.

$$L_k^2 = {}_{k-1} p_x^2 \cdot (E_{k-1} + q_{x+k-1}^2 \cdot T_k + s_{k-1}^2 \cdot RKW_k)$$

4. Laufende Kosten

Unter laufenden Kosten werden in erster Linie die Verwaltungskosten geführt. Es zählen aber auch die Abschlußkosten, die nicht aktivierungsfähig sind, dazu. Sie müssen mit der Verwaltung des Bestandes in Zusammenhang stehen und von der Größe des Bestandes abhängig sein.

Die Kostensätzen 2.Ordnung sind unter Berücksichtigung der Inflationsrate zu verstehen. Kostenträger sind die Versicherungssumme VS und die Bruttoprämien B_k . Mit dem Ansatz von Stückkosten kann man eine ziemlich realistische Kostensituation darstellen.

$$K_k^2 = {}_{k-1}p_x^2 \cdot (\beta^2 \cdot B_k + \gamma^2 \cdot VS + \text{Stückkosten}^2)$$

5. Laufende Überschußanteile

Die jährliche Gewinnbeteiligung ist die bis zum Ende des k-ten Jahres zugeteilte Gewinnbeteiligung aus dem Ansammlungsverfahren. Denkbar wäre hier eine Anpassung vorzunehmen und als Aufwand die Zuführung zur RfB anzusetzen.

$$G_k^2 = {}_k p_x^2 \cdot G_k$$

6. Veränderung der Net Level Premium Reserve

Die Deckungsrückstellung (Liability for Future Policy Benefits) besteht aus der net level premium reserve, einer Schlußgewinnreserve (liability for terminal dividends) und einer möglichen premium deficiency. Diese net level premium reserve muß mit einem Zinssatz für den garantierten Rückkaufswert berechnet werden (in Ermangelung einer dividend fund interest rate, die es in Österreich nicht gibt). Die net level premium reserve enthält auch das Bonusdeckungskapital.

Denkbar wäre auch die gesamte Gewinnbeteiligung unabhängig vom Gewinnverwendungssystem so wie unter dem Öster. VAG. Dann würde die Position laufende Gewinnbeteiligung und Sonstige Erträge und Aufwendungen entfallen. An den EGM selber ändert sich nichts.

$$\Delta \text{NLPR}_k = ({}_k p_x^2 \cdot V_x - {}_{k-1} p_x^2 \cdot {}_{k-1} V_x)$$

Literaturverzeichnis

- [1] Rechnungslegung nach IAS/US-GAAP Aktuarielle Praxis in der Deutschen Lebensversicherung , Ausarbeitung einer Arbeitsgruppe des DAV
- [2] Leitfaden zur Bilanzierung nach IAS/US-GAAP in österreichischen Versicherungsunternehmen der österreichischen Aktuarvereinigung
- [3] Statement of Financial Accounting Standards No. 120: „Accounting and Reporting by Mutual Life Insurance Enterprises and by Insurance Enterprises for Certain Long-Duration Participating Contracts“
- [4] AICPA: Statement of Position 95-1

