



TECHNISCHE
UNIVERSITÄT
WIEN
Vienna University of Technology

Master-Thesis
zum Thema
„Bewertung und Analyse der
Umsetzung der
Unisex-Richtlinie
in der Lebensversicherung“

Verfasserin
Carolin Zimmer

angestrebter Studienabschluss
Master of Science (MSc)
(Diplom-Ingenieurin (DI))

Wien, 04.12.2012

Institut: **Wirtschaftsmathematik**
Forschungsgruppe: **Finanz- und**
Versicherungsmathematik
Matrikelnummer: **1028197**
Betreuer (TU Wien): **Dr. Stefan Gerhold**
Betreuer (Allianz): **Mag. Peter Hüttner**

Danksagung

Die vorliegende Masterarbeit ist im Rahmen meines Studiums der Finanz- und Versicherungsmathematik und in Kooperation mit der Allianz Elementar Lebensversicherung AG in Wien entstanden.

Mein erster Dank geht an Herrn Dr. Stefan Gerhold für die fachliche Betreuung seitens der Technischen Universität Wien.

Des Weiteren möchte ich mich bei allen MitarbeiterInnen der Abteilung Versicherungstechnik Leben der Allianz bedanken, die es mir durch ihre Hilfsbereitschaft ermöglicht haben, meine Masterarbeit zu entwickeln.

Ein ganz besonderer Dank geht an meinen Betreuer Herrn Mag. Peter Hüttner (Allianz) für die vielseitige Unterstützung, seine Geduld und sein außerordentliches Engagement.

Nicht zuletzt bedanke ich mich bei all denen, die mir durch ihre Unterstützung geholfen haben, diese Arbeit zu erstellen.

Inhaltsverzeichnis

I. Einleitung	6
1. Motivation	7
2. Aufbau der Arbeit	15
3. Vorbemerkung	16
II. Projekt Unisex	17
4. Aufgaben	18
5. Methode zur Untersuchung verschiedener Mischungsverhältnisse	21
5.1. Grundlagen	21
5.1.1. Tafeln 1. Ordnung	21
5.1.2. Bestandsdaten	24
5.1.3. MoSes-Models und -Läufe	25
5.1.4. Zusammenhänge der Models und Tools	27
5.1.5. New Business Margin	28
5.2. Untersuchungen	29
5.2.1. Erste Tests	29
5.2.2. Unisex-Läufe	38
5.2.3. Ergebnisse	40
5.3. Bedeutung und Hintergrund der Ergebnisse	42
6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse	44
6.1. Untersuchung der Unisex-Prämien	44
6.1.1. Kapital	47

Inhaltsverzeichnis

6.1.2. Beispiele (Kapital)	47
6.1.3. Renten	50
6.1.4. Risiko	50
6.1.5. Gesamt	51
6.2. Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Prämien und New Business Margins	52
6.2.1. Kapital	54
6.2.2. Renten	55
6.2.3. Risiko	62
6.3. Fazit der Ergebnisüberprüfungen	66
III. Resümee	67
7. Auswirkungen im Versicherungsunternehmen	68
7.1. Zusätzlich benötigtes Risikokapital für nicht-hedgebare Risiken	69
7.2. Zusätzliche Cost of Non-hedgeable Risks	72
7.3. Maximale New Business Margin-Verschlechterung . . .	73
7.4. Auswirkung auf den Value of New Business at Risk . .	73
7.4.1. Was ist der Value of New Business at Risk? . . .	73
7.4.2. Auswirkung	74
7.5. Zusätzliche Auswirkung durch die Höchstrechnungs- zinssenkung	75
7.6. Besonderheit bei Rentenversicherungen	76
8. Auswirkungen für VersicherungsnehmerInnen	78
8.1. Auswirkung durch die Unisex-Einführung	78
8.2. Auswirkung durch die Höchstrechnungszinssenkung .	80
9. Abschließendes Fazit	81

Abkürzungsverzeichnis

AD	Aufschubdauer
Allianz	Allianz Elementar Lebensversicherungs-AG
AVÖ	Aktuarvereinigung Österreichs
BW(e)	Barwert(e)
CNHR	Cost of Non-hedgeable Risks (siehe S. 29)
EA	Eintrittsalter
EF	Erlebensfall
GP	Geschäftsplan
JP	Jahresprämie
LZ	Laufzeit
MP(s)	Model Point(s) (Seite 24)
NBM(s)	New Business Margin(s) (siehe S. 28)
NHRC	Non-hedgeable Risk Capital (siehe S. 69)
PVFP	Present Value of Future Profits (siehe S. 29)
PVNBP	Present Value of New Business Premiums (siehe S. 27)
RfB	Rückstellung für Beitragsrückerstattung (siehe S. 52)
TF	Todesfall
VD	Versicherungsdauer
VN	VersicherungsnehmerIn(nen) <i>Ist in der vorliegenden Arbeit die Rede von „einem“ VN, so impliziert dies ebenfalls die weibliche Form. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wird jedoch auf die Ergänzung der weiblichen Form verzichtet.</i>
VNB	Value of New Business (siehe S. 29)
VNB@Risk	Value of New Business at Risk (siehe S. 73)
VS	Versicherungssumme(n)
VU	Versicherungsunternehmen

Abbildungsverzeichnis

5.1. Models und Tools	28
5.2. Vergleich von Zinskurven	31
6.1. Prämienverlauf Gesamt	45
6.2. Prämienverlauf Kapital	45
6.3. Prämienverlauf Renten	46
6.4. Prämienverlauf Risiko	46
6.5. Prämienverlauf Gesamt ohne aufgeschobene Renten . .	59
6.6. Prämienverlauf laufende Renten	60
7.1. Passivseite der Solvenz-Bilanz	70

Tabellenverzeichnis

5.1. Kennzahlenvergleich Gesamtbestand und Stichprobe . . .	37
5.2. New Business Margins	41
5.4. Methode	43
6.2. Ergebnisse der NBM-Überprüfung für die Kapitalversi- cherungen	54
6.3. Ergebnisse der NBM-Überprüfung für die Rentenversi- cherungen	55
6.4. Ergebnisse der NBM-Überprüfung für die laufenden Ren- ten	56
6.5. New Business Margins ohne aufgeschobene Renten . . .	59
6.6. Ergebnisse der NBM-Überprüfung für die Risikoversi- cherungen	62
6.7. Relative Prämiendifferenzen zwischen 0 : 100 und 100 : 0	63
6.8. Exakte NBM-Überprüfung für die Risikoversicherungen	65
7.1. NBM-Änderungen von Best Estimate zu Worst Case . . .	68

Teil I.
Einleitung

1. Motivation

[AVÖ2], [EU04] Artikel 4 Abs. 5 und Artikel 5 Abs. 1 und 2, [EU12] Seite 1 - 5 und [Sta]

Bisher war es Versicherungsunternehmen (VU) erlaubt, bei der Prämien- und Leistungsberechnung verschiedenster Versicherungstarife auf geschlechtsabhängige Berechnungsmethoden zurückzugreifen. Artikel 5 Abs. 1 der Richtlinie 2004/113/EG¹ besagt zwar, dass laut der Unisex-Regel die Berechnung von Prämien und Leistungen unter der Berücksichtigung des Faktors Geschlecht von nach dem 21. Dezember 2007² abgeschlossenen Verträgen nicht zu unterschiedlichen Prämien und Leistungen führen darf (vgl. [EU04] Artikel 5 Abs. 1). Allerdings gibt es eine Ausnahme dieser Regelung, welche in Abs. 2 des Artikels 5 festgehalten ist und die besagt, dass proportionale Unterschiede bei Prämien und Leistungen weiterhin zugelassen sind, sofern der Faktor Geschlecht bei den Berechnungen ein bestimmender Faktor ist und dies statistisch belegt werden kann (vgl. [EU04] Artikel 5 Abs. 2). Am 1. März 2011 veröffentlichte der Gerichtshof der Europäischen Union ein neues Urteil³ bzgl. des Artikels 5 der Richtlinie 2004/113/EG. Das Urteil erklärt die Ausnahmeregelung in Artikel 5 Abs. 2 zum 21. Dezember 2012 für ungültig, da eine solche Regelung auf unbestimmte Zeit mit dem eigentlichen Inhalt des Artikels, nämlich der Gleichbehandlung von Männern und Frauen bei der Berechnung von Prämien und Leistungen, unvereinbar ist und somit gegen die Grundrechte der Europäi-

¹Richtlinie vom 13. Dezember 2004 zur Verwirklichung des Grundsatzes der Gleichbehandlung von Männern und Frauen beim Zugang zu und bei der Versorgung mit Gütern und Dienstleistungen

²Zeitpunkt der Umsetzung der Richtlinie 2004/113/EG

³Urteil in der Rechtssache C-236/09 (Test-Achats)

1. Motivation

schen Union verstößt. Es wurde durch den Gerichtshof der Europäischen Union beschlossen, dass das Urteil nach einer Übergangszeit, welche am 21. Dezember 2012 endet, ohne Ausnahme gilt. Betroffen sind alle neuen Verträge, also solche, die nach der Übergangszeit neu abgeschlossen werden. Außerdem gibt es bestimmte Vertragsänderungen, die automatisch aus bereits vor dem 21. Dezember 2012 abgeschlossenen Verträgen neue Verträge machen. Wird beispielsweise ein Vertrag nach dem 21. Dezember 2012 verlängert, der schon zuvor abgeschlossen wurde und ansonsten ausgelaufen wäre, handelt es sich nach der Verlängerung um einen neuen Vertrag für den somit die Ausnahmeregelung nicht mehr gilt. Bei Vertragsänderungen deren Modalitäten bereits vor dem 21. Dezember 2012 festgelegt wurden oder bei automatischen Vertragsverlängerungen, sofern nicht bis zu einem bestimmten Datum eine Kündigung vorliegt, handelt es sich nicht um neue Verträge.

Bei dem Urteil geht es speziell darum, dass bei der Verwendung des Merkmals Geschlecht zur Berechnung von Prämien und Leistungen keine unterschiedlichen Prämien und Leistungen entstehen dürfen. Das bedeutet jedoch nicht, dass die Verwendung des Faktors Geschlecht grundsätzlich verboten ist. Geschlechtsspezifische Daten dürfen für die Berechnung von Rückstellungen und die interne Preiskalkulation verwendet werden, um den Solvabilitätsvorschriften zu genügen. Außerdem darf bei Rückversicherungsverträgen weiterhin der Faktor Geschlecht in die Prämien einfließen, da ein Rückversicherungsvertrag nur zwischen Erst- und Rückversicherer besteht. Bezüglich Vermarktung und Werbung ist es ebenfalls erlaubt gezielt nur Männer oder nur Frauen anzusprechen. Jedoch darf eine Person nicht nur aufgrund ihres Geschlechts von einem bestimmten Produkt ausgeschlossen werden, es sei denn, dies kann durch Artikel 4 Abs. 5 der Richtlinie 2004/113/EG begründet werden. Dieser Artikel besagt, dass eine Ungleichbehandlung zulässig ist, sofern durch ein legitimes Ziel gerechtfertigt werden kann, dass die Bereitstellung von Gütern und Dienstleistungen

gen für ein bestimmtes Geschlecht sinnvoll ist und dass die Mittel zur Erreichung dieses Ziels angemessen und erforderlich sind (vgl. [EU04] Artikel 4 Abs. 5). Die Richtlinie verbietet ebenfalls nicht, andere Risikofaktoren für die Prämien- und Leistungsberechnung zu verwenden, die eine unterschiedliche Behandlung zur Folge haben können und für die der Faktor Geschlecht eine Rolle spielt. Beispielsweise darf der Gesundheitszustand einer Person zur Berechnung der Prämie herangezogen werden. Wird der Gesundheitszustand von familiären Vorerkrankungen beeinflusst und sind diese Vorerkrankungen geschlechtsabhängig, so ist dies trotzdem zulässig. Allerdings müssen solche Faktoren trotz der geschlechtsspezifischen Komponente eigenständige Risikofaktoren darstellen, dürfen also nicht indirekt zur Diskriminierung eines bestimmten Geschlechts führen. Betroffen von der Richtlinie sind alle Versicherungsprodukte aus der Lebensversicherung, der Krankenversicherung und der Schaden- und Unfallversicherung. Eine Ausnahme bildet die betriebliche Altersvorsorge, diese fällt unter die Bestimmungen der Richtlinie 2006/54/EG⁴.

Lebensversicherung⁵

Wie bereits erwähnt, fordert das Urteil des Gerichtshofs der Europäischen Union geschlechtsunabhängige Prämien und Leistungen. Allerdings ist statistisch erwiesen, dass Lebenserwartung und Geschlecht in Zusammenhang stehen⁶. Vergleicht man die durchschnittliche Lebenserwartung einer Frau mit der eines Mannes des gleichen Alters, so ist die der Frau immer höher, egal in welchem Alter. Dies führt dazu, dass sich die Versicherungsgesellschaften Gedanken über andere Risikomerkmale machen müssen, anhand derer man Prämien und Leistungen festmachen kann. Denn oh-

⁴siehe [EU06]

⁵Krankenversicherung und Schaden- und Unfallversicherung werden in der nachfolgenden Arbeit nicht behandelt. Deshalb wird an dieser Stelle nur auf die Lebensversicherung genauer eingegangen.

⁶siehe [Sta]

1. Motivation

ne eine gewisse Risikodifferenzierung würde man zu hohe Prämien erhalten. Einen Ersatz für das Risikomerkmale Geschlecht zu finden könnte sich allerdings als schwierig erweisen, da es keine entsprechenden Statistiken darüber gibt. Mögliche Ersatzrisikofaktoren sind beispielsweise Krankengeschichte, Lebensstil, Body Mass Index oder die soziale Schicht. Voraussetzung ist, dass die Risikofaktoren leicht feststellbar sind und eine hohe statistische Signifikanz aufweisen. Aber genau da liegt das zuvor erwähnte Problem der nicht vorhandenen Statistiken.

Die Forderung nach gleichen Prämien führt dazu, dass die geschlechtsabhängigen Sterblichkeiten in irgendeiner Form gemittelt werden müssen und somit für Frauen höher und für Männer niedriger werden. Risikoversicherungen, also reine Ablebensversicherungen, werden dadurch zukünftig für Männer deutlich billiger und entsprechend für Frauen teurer. Kapitalversicherungen, also Er- und Ablebensversicherungen werden für Männer etwas billiger und für Frauen etwas teurer, sind jedoch nicht so stark geschlechtsabhängig wie Renten- und Risikoversicherungen. Bei den Renten ist es umgekehrt, Männer zahlen zukünftig etwas höhere und Frauen entsprechend niedrigere Prämien.

Die Aktuarvereinigung Österreichs (AVÖ) hat im April 2012 Unisex-Rechnungsgrundlagen für die Rentenversicherung zur Bewertung in der Privatversicherung vorgestellt. Die Problematik bei der Konstruktion solcher Rechnungsgrundlagen liegt zum einen darin, dass man beim Datenmaterial nicht einfach nur auf Bevölkerungssterblichkeiten zurückgreifen kann. Es werden Versichertendaten benötigt um die Langlebigkeit generationsabhängig darstellen zu können. Zum anderen können Rentenversicherungen eine Kapitalablöseoption⁷ beinhalten welche dazu führt, dass das Geschlechterverhältnis zum Zeitpunkt des Versicherungsabschlusses, von dem für Rentenversicherungen ausschlaggebend zum Rentenzahlungsbeginn

⁷Einmalige Kapitalzahlung zum Zeitpunkt des Rentenbeginns statt laufender Rentenzahlungen.

abweicht⁸. Außerdem besteht die Gefahr, dass durch die Unisex-Umstellung ungünstige Selektionseffekte auftreten, da gerade Männer die mit höheren Prämien zu rechnen haben beispielsweise eher auf Sparpläne zurückgreifen könnten. Neben diesen Schwierigkeiten muss außerdem darauf geachtet werden, dass ausreichend Sicherheitsmargen hinzugerechnet werden, da die unter anderem zugrundeliegenden Daten aus Volkszählungen nach 2001 noch nicht aktualisiert werden konnten und dies erst im September 2013 zu erwarten ist⁹. Eine mögliche Änderung durch die Aktualisierung dieser Daten muss also mit einem entsprechenden Sicherheitszuschlag berücksichtigt werden.

Bemerkung 1 *Geschlechterverhältnis*

Das Geschlechterverhältnis ist deshalb wichtig, weil es die Basis für die Mittelung der Sterblichkeiten bildet, um darauf aufbauend die Unisex-Prämien berechnen zu können. Grundsätzlich kann davon ausgegangen werden, dass im gleichen Verhältnis in dem Männer und Frauen Versicherungen abschließen am Ende auch Leistungen fällig werden. Allerdings ist dies für Rentenversicherungen nicht ganz richtig. Die VersicherungsnehmerInnen (VN) die zu Beginn der Rentenphase die Kapitalablöseoption wählen erhalten zwar auch eine Leistung, allerdings ist diese Leistung einfacher kalkulierbar als beispielsweise lebenslange Rentenzahlungen. Das heißt, dass für die Rentenversicherung das Geschlechterverhältnis der VN ausschlaggebend ist, die sich auch tatsächlich eine Rente auszahlen lassen.

Für Risiko- und Kapitalversicherungen sollte die Erstellung von Unisex-Rechnungsgrundlagen keine größeren Probleme bereiten, da als Basis für diese Tarife ausschließlich Bevölkerungssterblichkeiten verwendet und mit ausreichenden Sicherheitszuschlägen versehen werden. Außerdem besteht hier nicht das Problem das bei den Renten durch die Kapitalablöseoption entsteht, da es für diese Tarife

⁸Erläuterung: siehe Bemerkung 1 auf Seite 11

⁹Die aktuellste Volkszählung wurde 2011 durchgeführt, allerdings wurde diese noch nicht ausgewertet und die Ergebnisse liegen laut der Statistik Austria erst im September 2013 vor.

1. Motivation

eine solche Option nicht gibt. Ausschlaggebend ist daher das Geschlechterverhältnis bei Versicherungsabschluss, welches laufend beobachtet werden kann. Somit können die Tarife zeitnah angepasst werden, sollte der Geschlechtermix im Neugeschäft gravierende Änderungen aufweisen. Bei Risiko- und Kapitalversicherungen geht man zudem nicht davon aus, dass negative Selektionseffekte durch geschlechtsspezifische Storni eintreten. Beides sind Versicherungsarten, die aufgrund des Versorgungsaspektes von Hinterbliebenen, hauptsächlich von Männern abgeschlossen wurden. Da durch Unisex Risikoversicherungen für Männer deutlich und Kapitalversicherungen etwas günstiger werden, wird sich an der bisher männerlastigen Bestandsverteilung nicht viel ändern.

Die von der AVÖ vorgestellten Unisex-Rechnungsgrundlagen für Rentenversicherungen (AVÖ 2005R Unisex) wurden folgendermaßen erstellt (siehe [AVÖ2]):

*Für zwei typische Generationen wurden geschlechtsabhängige Tabellen mit Sterbewahrscheinlichkeiten q_x ¹⁰ und q_y ¹¹ berechnet und jeweils in einem bestimmten Verhältnis bis zu einem typischen Pensionsalter konstant gemittelt. Ab dem Pensionsalter wurde das Mischungsverhältnis aus den tatsächlichen Sterblichkeitsverläufen ermittelt. Somit erhielt man zwei Unisex-Generationentafeln mit Sterblichkeiten q_u ¹². Aus den beiden konnte auf einen Sterblichkeitstrend und mit diesem Trend wiederum auf eine Basis-Periodentafel rückgerechnet werden. Mit der Basistafel und dem Trend als Ausgangswerte konnte nach dem gleichen Prinzip wie bei der Berechnung der **AVÖ 2005R** vorgegangen werden. Für die Mittelung wurde ein Verhältnis von 30 : 70 für Männer : Frauen festgelegt¹³. Dieses Verhältnis wurde dadurch begründet, dass man aus kapitalgewichteter Sicht ein*

¹⁰x: Index für männlich

¹¹y: Index für weiblich

¹²u: Index für Unisex

¹³30:70 bedeutet 30% der Männersterbewahrscheinlichkeiten und 70% der Frauensterbewahrscheinlichkeiten ($0,3 \cdot q_x + 0,7 \cdot q_y$), im Folgenden wird bei entsprechenden Mischungsverhältnissen immer auf „%“ verzichtet.

1. Motivation

zukünftiges männerlastiges Verhältnis vermutet, dies jedoch durch einen entsprechenden Zuschlag absichern muss. Da in diesen Zuschlag überdies eine Sicherheit für mögliche Änderungen durch die bereits erwähnte Aktualisierung der Volkszählung einfließen muss, wurde ein vorsichtiges Verhältnis von 30 : 70 gewählt. Das typische Pensionsalter wurde mit 60 festgelegt. Für die Altersverschiebung¹⁴ die benötigt wird um den Sterblichkeitstrend abzubilden, wurde nicht wie in der **AVÖ 2005R** als Basisgeneration die Generation 1965 sondern 1972¹⁵ gewählt. Jedoch wurde sie auf die gleiche Art ermittelt.

Sowohl bei der Berechnung der **AVÖ 2005R**, als auch bei der neuen Tafel **AVÖ 2005R Unisex** wurde von der AVÖ darauf hingewiesen, dass die Ermittlung der Altersverschiebung qualitativ nicht sehr zufriedenstellend ist und man deshalb von einer Verwendung dieser Altersverschiebung abrät.

Bei der Wahl eines 30 : 70-Geschlechtermixes kann es bei Periodenbetrachtungen in Extremaltern zu Unstimmigkeiten kommen. Allerdings hält die AVÖ dies für irrelevant, wenn man den Einsatzzweck der Tafeln, nämlich die generationenabhängige Barwertberechnung betrachtet.

Die Begründung für das Geschlechterverhältnis 30 : 70 erschien auf den ersten Blick etwas willkürlich und gab daher Anlass, den eigenen Versicherungsbestand der Allianz Elementar Lebensversicherungs-AG (Allianz) etwas genauer hinsichtlich der Geschlechterverteilung zu untersuchen. Außerdem sollte grundsätzlich das Vorgehen im „Projekt Unisex“ überprüft und analysiert werden.

Bemerkung 2 Altersverschiebung

Bei der Altersverschiebung wird zuerst ein repräsentatives Geburtsjahr ermittelt. Die zugehörigen Sterblichkeiten werden mithilfe der Basisperiodentafel berechnet und je nachdem ob jemand davor oder da-

¹⁴Eine kurze Erläuterung zur Altersverschiebung befindet sich am Ende dieses Abschnitts in der Bemerkung 2 (Seite 13).

¹⁵Diese Generation erscheint plausibel, wenn man bedenkt, dass 2005 die Generation 1965 als repräsentative Generation ermittelt wurde und seither sieben Jahre vergangen sind.

1. Motivation

nach geboren wurde, wird sein Alter um einige Jahre verschoben bevor die Sterbewahrscheinlichkeiten abgelesen werden. Konkret sieht das ganze folgendermaßen aus: Man betrachtet beispielsweise drei Personen mit den Geburtsjahren 1960, 1972 und 1995. Für die Person mit Geburtsjahr 1972 liegen die q_u aus der Tafel für alle Alter vor. Die 1960 geborene Person hat aufgrund des Trends eine geringere Lebenserwartung als die 1972 geborene. Deshalb nimmt man an, dass die Sterbewahrscheinlichkeit eines 1960 geborenen 60 Jährigen in etwa der Sterbewahrscheinlichkeit eines 1972 geborenen 62 Jährigen entspricht. Umgekehrt erhält man die Sterbewahrscheinlichkeit eines 1995 geborenen 60 Jährigen, indem man die Sterbewahrscheinlichkeit einer 1972 geborenen 57 jährigen Person nimmt. (Der Grad der Verschiebung stammt im Beispiel aus der **AVÖ 2005R Unisex.**)

2. Aufbau der Arbeit

Die Arbeit ist in drei Teile untergliedert: I. Einleitung, II. Projekt Unisex und III. Resümee. Teil II stellt den Hauptteil der Arbeit dar, der in Kapitel 4 mit einer groben Formulierung der Aufgaben beginnt. Die Hauptaufgabe, nämlich die „Untersuchung verschiedener Mischungsverhältnisse zur Überprüfung der Unisex-Einführung“, wird in den Kapiteln 5 und 6 bearbeitet. Kapitel 5 beginnt mit den Grundlagen und verschafft somit einen Überblick über verwendete Daten und Programme. Außerdem beinhalten die Grundlagen eine Definition der New Business Margin, welche die Größe darstellt anhand der alle folgenden Untersuchungen gemessen werden. Es folgen die Untersuchungen mit einführenden Tests, den eigentlichen Unisex-Tests und einer kurzen Übersicht über die Ergebnisse. Anschließend werden die vorangegangenen Untersuchungen noch einmal zusammengefasst, um die Vorgehensweise zu verdeutlichen. In Kapitel 6 werden die Ergebnisse aus Kapitel 5 hinterfragt, schrittweise überprüft und ausgewertet. Mit diesem Kapitel endet der Hauptteil und anschließend ist in Teil III das Resümee formuliert. Das Resümee gibt einen Überblick über die Auswirkungen der Unisex-Einführung im Versicherungsunternehmen und für VersicherungsnehmerInnen und endet mit einem abschließenden Fazit.

3. Vorbemerkung

Bei jeglichen Abschnitten oder Textpassagen der vorliegenden Arbeit die nicht explizit mit Literaturangaben versehen sind handelt es sich um eigene Ausführungen. Alle Tabellen und Abbildungen sind ausschließlich eigene Darstellungen. Angaben zum Inhalt der Tabellen und Abbildungen sind jeweils an den entsprechenden Stellen im Text aufgeführt.

Teil II.

Projekt Unisex

4. Aufgaben

Erste Überlegungen ergaben folgende Ansatzpunkte für die Herangehensweise an die Überprüfung des Projektes Unisex:

1. Welche möglichen Risiken bringt die Unisex-Einführung mit sich?
2. Was lässt sich beobachten, wenn man die Sterblichkeiten nicht wie für Rentenversicherungen von der AVÖ vorgeschlagen im Verhältnis 30 : 70, sondern in anderen Verhältnissen mischt? Ist es sinnvoll, alle Versicherungssparten im gleichen Verhältnis zu mischen bzw. kann man durch Bestandsuntersuchungen eventuell unterschiedliche Mischungen erarbeiten, die sinnvoller erscheinen?
3. Wie wirkt sich eine Mischung bzw. überhaupt eine Änderung der Sterbewahrscheinlichkeiten auf die New Business Margin¹ (NBM) aus?

Risiken

[AVÖ2] Seite 1 - 3

Zunächst wurde recherchiert und anschließend über die möglichen Risiken diskutiert. Es wurden folgende Punkte zusammengetragen:

- Es besteht die Gefahr, dass sich durch Unisex ungünstige Selektionseffekte ergeben, da sich die Prämien abhängig vom Tarif jeweils für ein Geschlecht erhöhen werden. Die Schwierigkeit liegt für ein VU darin, abzuschätzen bis zu welchem Grad einer

¹Leistungskennzahl; genauere Erläuterungen in Abschnitt 5.1.5 auf Seite 28

4. Aufgaben

Prämienerhöhung potentielle Kunden immer noch eine Versicherung abschließen würden und ab wann nicht mehr. Doch selbst bei einer richtigen Einschätzung lassen sich Veränderungen der Prämien nicht willkürlich durch das VU beeinflussen. Es gibt diesbezüglich Vorgaben und Richtlinien, an die sich VU halten müssen. Deshalb ist die Gefahr ungünstiger Selektionseffekte nicht auszuschließen. Hinzu kommt bei den Renten die Gefahr, dass ein eventuell kritisches Geschlechterverhältnis erst bei Rentenzahlungsbeginn erkannt wird, da die Möglichkeit der Kapitalablöseoption das für Rentenversicherungen ausschlaggebende Geschlechterverhältnis zum Rentenzahlungsbeginn deutlich verändern kann.

- Von der AVÖ wird vermutet, dass durch Unisex aus kapitalgewichteter Sicht ein männerlastiger Versicherungsbestand entsteht². Unter Berücksichtigung von Sicherheitszuschlägen sollen deshalb die geschlechtsabhängigen Sterbewahrscheinlichkeiten im Verhältnis 30 : 70 (Männer : Frauen) gemittelt werden³. Sollte sich der Bestand jedoch anders entwickeln als erwartet, ist fraglich ob die Zuschläge ausreichen, um diese Fehleinschätzung auszugleichen. Die Zuschläge beinhalten außerdem eine Sicherheit für eine mögliche Änderung des Datenmaterials. 2013 werden neue Daten einer Volkszählung von 2011 vorliegen. Bislang wurde bei der Erstellung der Unisex-Rechnungsgrundlagen eine mögliche Sterblichkeitstrendänderung nicht explizit berücksichtigt. Ist also 2013 eine Trendänderung erkennbar, müssen die Sicherheitszuschläge ausreichen um diese Änderung auszugleichen.
- Die Unisex-Einführung bieten VU eine gute Möglichkeit neue Produkte auf den Markt zu bringen. Mit entsprechenden Pro-

²siehe [AVÖ2] Seite 5: „Festlegung der Parameter“

³Diese Empfehlung betrifft nur die Sterbewahrscheinlichkeiten, die für die Erstellung von Rententafeln verwendet werden. Wie bereits in Kapitel 1 (Seite 7 f.) beschrieben, sollte die Erstellung der Unisex-Rechnungsgrundlagen für Kapital- und Risikoversicherungen keine Probleme bereiten. Deshalb gelten die Empfehlungen der AVÖ nur für die Rentenversicherungen.

4. Aufgaben

dukten ist es daher möglich, bestimmte Zielgruppen anzusprechen und somit evtl. neue Kunden zu gewinnen. Jedoch ist nicht gesagt, dass sich der Neubestand genau so entwickelt wie man im Voraus prognostiziert. Eine möglichst genaue Prognose ist deshalb so schwierig, weil mehrere Faktoren aufeinander treffen die Neugeschäftsabschlüsse beeinflussen können. Bei diesen Faktoren handelt es sich um die Konkurrenz am Versicherungsmarkt, die zwischen den unterschiedlichen Unternehmen besteht und um den Konkurrenzkampf zwischen Banken und VU. Banken haben einen besseren Überblick über die finanziellen Situationen von Kunden und können demnach besser und vor allem schneller mit passenden Angeboten auf finanzielle Veränderungen reagieren. Gerade im Zuge der Unisex-Umstellung könnte es diesbezüglich zu unerwarteten oder noch unbekanntem Situationen kommen, welche sich Banken durch schnellere und bessere Reaktionen zunutze machen könnten. Somit besteht auch hier die Gefahr einer Fehleinschätzung der Bestandsentwicklung.

Mischung

Die bzgl. der Mischung formulierten Aufgaben ließen sich nicht so einfach beantworten. Es musste zuerst einmal eine Methode erarbeitet werden mithilfe derer es möglich war, durch verschiedene Mischungsverhältnisse Rechnungsgrundlagen zu erstellen und in weiterer Folge mit diesen Rechnungsgrundlagen und entsprechenden Daten Ergebnisse zu erzielen, die verglichen werden konnten. Die Anforderungen an die Methode waren zum einen, dass sie in absehbarer Zeit verwertbare Ergebnisse liefert und zum anderen, dass diese Ergebnisse möglichst realitätsnah und somit aussagekräftig sind. Diese Methode wurde in Teilschritten aufgebaut, getestet und durch Veränderungen angepasst.

5. Methode zur Untersuchung verschiedener Mischungsverhältnisse

5.1. Grundlagen

5.1.1. Tafeln 1. Ordnung

Um die Auswirkungen unterschiedlicher Mischungsverhältnisse untersuchen zu können, mussten zunächst entsprechende Mischtafeln erstellt werden. Als Grundlage wurden aktuelle Sterbetafeln 1. Ordnung für Renten-, Kapital- und Risikoversicherungen und ein Rechnungszins von 2% verwendet. Da ebenfalls am 21. Dezember 2012 der Höchstrechnungszins für Lebensversicherungen in Österreich auf 1,75% gesenkt wird wurde darüber diskutiert, ob die Untersuchungen mit Rechnungszins 2% oder 1,75% durchgeführt werden sollen. Man entschied sich dafür, zunächst einmal die Auswirkungen von Unisex anhand eines Rechnungszinses von 2% zu untersuchen¹.

Für die Erstellung der Unisex-Rechnungsgrundlagen für Rentenversicherungen empfahl die AVÖ die Sterbewahrscheinlichkeiten, also die q_x und die q_y zu mischen. Diesem Vorschlag entsprechend wurden die q_x und q_y der Tafeln mithilfe von Excel jeweils in Zehnerschritten, also 0 : 100 (Männer : Frauen), 10 : 90, 20 : 80, 30 : 70, ... gemischt. Die Mischungen 0 : 100 bzw. 100 : 0 gab es bereits, da sie in der alten Tarifgeneration benötigt wurden. Für die Renten mussten sie allerdings dennoch neu erstellt werden, da man folgendes Problem feststellte: Die bereits bestehenden Tafeln basieren auf der Ba-

¹Als mit den Untersuchungen begonnen wurde, war es technisch noch gar nicht möglich, Rechnungen mit einem Zins von 1,75% durchzuführen, da die Programme noch nicht entsprechend aktualisiert waren. Jedoch war diese Aktualisierung bereits in Planung, da die Umstellung auf den neuen Rechnungszins ohnehin in absehbarer Zeit erfolgen musste. Deshalb wollte man sich die Möglichkeit offen halten, auch Vergleichsrechnungen mit dem neuen Rechnungszins durchzuführen. Aus diesem Grund sollten die Mischtafeln nicht nur für einen Rechnungszins von 2% sondern auch von 1,75% erstellt werden.

5. Methode zur Untersuchung verschiedener Mischungsverhältnisse

sisgeneration 1965, da sie schon etwas älter sind und daher nach den Vorgaben der AVÖ 2005R erstellt wurden. Für die AVÖ 2005R Unisex wurde die Basisgeneration aktualisiert und somit mussten die Mischtafeln auf der aktualisierten Generation 1972 aufgebaut werden. Für Kapital und Risiko konnten die bereits bestehenden 0 : 100 und 100 : 0 Tafeln für Rechnungszins 2% verwendet werden. Für den neuen Rechnungszins mussten sie jedoch ebenfalls neu erstellt werden, da sich der Rechnungszins zwar nicht auf die Sterblichkeiten, jedoch auf andere Werte die anschließend mithilfe der Sterblichkeiten ermittelt wurden auswirkt. Die Excel-Tabellen wurden für alle drei Sparten erstellt und somit entstanden 33 Tabellen mit gemischten Sterbewahrscheinlichkeiten q_u .

Die Untersuchungen wurden später mit der Projektionssoftware MoSes durchgeführt. Um in MoSes an der entsprechenden Stelle auf die Tabellen zugreifen zu können wurde ein weiteres Programm benötigt, das Tarifmodellierungstool TCD². Die Exceltabellen, die bisher nur aus Sterbewahrscheinlichkeiten bestanden, mussten um einige Werte erweitert werden, damit sie mit dem Format der bereits in TCD bestehenden Tabellen übereinstimmten. Es handelte sich hierbei um die l_u , die Anzahl der im Alter u noch Lebenden, die mithilfe der q_u nach der Berechnungsvorschrift $l_{u+1} = l_u(1 - q_u)$ mit Startwert $l_0 = 100.000$ berechnet werden konnten. Ferner wurde die Kommutationszahl $N_u = \sum D_u$ - die Summe der sogenannten „diskontierten Lebenden“ - berechnet. D_u erhielt man wiederum über die l_u multipliziert mit einem Diskontfaktor³ v^u . Die Tabellen wurden zudem mit einem variablen Rechnungszins angelegt, sodass man sowohl die Werte für Rechnungszins 2% als auch für 1,75% berechnen konnte.

Ein weiterer Bestandteil der Rententafeln ist die Altersverschiebung, die ebenfalls in Tabellenform dargestellt werden musste. Schon vor der Unisex-Umstellung hatte die Allianz eine eigene Berechnung der Altersverschiebung. Hierbei handelt es sich um eine zweidimen-

²Toolkit for Calculator Development (Dieses Tool wurde von der *Munich Re* entwickelt.)

³ $v = \frac{1}{1+i}$ ist mit dem Rechnungszins i der Barwert (BW) des nach einem Jahr fälligen Kapitals "1"; an dieser Stelle wirkt sich der Rechnungszins auf die Tabellen aus.

sionale und nicht wie von der AVÖ vorgeschlagen, um eine ein-dimensionale Altersverschiebung⁴. Die Berechnung erfolgt mithilfe eines Excel-Makros. Das Makro wurde für geschlechtsabhängige Tafeln geschrieben, mittlerweile aber auch an Unisex-Tafeln angepasst. Somit mussten lediglich nacheinander die entsprechenden Unisex-Sterblichkeiten in das Makro eingefügt werden und man erhielt die Altersverschiebungen zu den elf verschiedenen Mischungen, die ebenfalls in Exceltabellen abgespeichert wurden. Anschließend konnten alle Tabellen in das TCD übertragen werden. (Kommutationszahlen, Diskontfaktor und ähnliche Angaben siehe [BS] Seite 72 & 73)

Bemerkung 3 *Tafeln 1. und 2. Ordnung*

[AVÖ1] Seite 6 - 8

Sterbetafeln 2. Ordnung beruhen auf Best Estimate⁵ Annahmen, das heißt sie beinhalten „realistische“ Sterbewahrscheinlichkeiten. Diese Rechnungsgrundlagen werden für die Bewertung zukünftiger versicherungstechnischer Verpflichtungen herangezogen. Zur Prämien- und Reservebestimmung müssen die Best Estimate Annahmen mit Sicherheitszuschlägen für diverse Risiken⁶ versehen werden. Die daraus resultierenden Sterbewahrscheinlichkeiten werden als Rechnungsgrundlagen 1. Ordnung bezeichnet. In der Projektionssoftware MoSes kann mit unterschiedlichen Modells⁷ gearbeitet werden, unter anderem mit dem TCD- und dem MCEV⁸-Model. Mit dem TCD-Model können Berechnungen laut Geschäftsplan-Vorgaben (GP) durchgeführt werden. Hierfür werden die Rechnungsgrundlagen 1. Ordnung benötigt. Die

⁴Die Altersverschiebung der AVÖ ist nur vom Geburtsjahr abhängig, bei der Altersverschiebung der Allianz kommt die Abhängigkeit vom Renteneintrittsalter hinzu.

⁵siehe Bemerkung 6 auf Seite 39

⁶Modell-, Parameter-, Schwankungsrisiko

⁷Erläuterungen zu den Modells siehe Abschnitt 5.1.3 (Seite 25)

⁸Market Consistent Embedded Value: Summe aus *Free Surplus* (Summe der Aktiva, die nicht dem Required Capital zugeordnet werden), *Required Capital* (Summe der Aktiva die zur Deckung der übernommenen Verpflichtungen benötigt werden) und *Value of in-force covered business* (Zeitwert zukünftiger Gewinne abzüglich des Zeitwerts der Optionen und Garantien, Kapitalkosten und Kosten nicht-hedgebarer Risiken); für genauere Erläuterungen siehe [CFO].

Rechnungsgrundlagen 2. Ordnung werden für Best Estimate-Berechnungen im MCEV-Model verwendet.

5.1.2. Bestandsdaten

Um am Ende aussagekräftige Ergebnisse zu erhalten, musste eine stabile Basis⁹ für die Untersuchungen geschaffen werden. Hierfür wurde zunächst der Bestand zum Jahresende 2011¹⁰ an klassischen Lebensversicherungen, also Versicherungen der Sparten Renten, Kapital und Risiko aus SAS, einer Software zur Datenanalyse, ermittelt. Anschließend wurde er um den Altbestand¹¹ an Verträgen verringert, da die Unisexregelung nur für Neuabschlüsse ab dem 21. Dezember 2012 gilt und die Untersuchungen somit auch nur für Neubestandsverträge sinnvoll sind. Zudem laufen die Untersuchungen auf Vergleiche der *NBM*¹² hinaus, welche eine Größe zur Bewertung des Neugeschäfts ist.

Solche aus SAS ermittelten Bestandsdaten sind in CSV-Tabellen abgelegt und werden als *Model Point-Dateien* bezeichnet.

Model Point-Dateien

Eine Model Point-Datei beinhaltet Bestandsdaten in Form von Model Points (MPs). Ein Model Point ist in der Datei eindeutig durch eine ID gekennzeichnet und repräsentiert eine oder mehrere Policen. Das bedeutet - falls es sich um einen MP handelt der mehrere Policen repräsentiert - dass diese Policen aufgrund ähnlicher Merkmale zusammengefasst wurden. Somit liegt der Bestand in der Model Point-Datei nicht so detailliert vor wie z.B. im Administrationssystem GFB¹³, in dem alle Policen mit jeglichen Merkmalen verzeichnet sind. Man spricht dann von verdichteten Beständen. Der

⁹Die *Stabilität* des Bestandes wurde zu Beginn der Untersuchungen überprüft, dies wird im Abschnitt 5.2.1 ab Seite 29 dokumentiert.

¹⁰Man spricht von einem Jahresring 2011.

¹¹Alle Verträge, die innerhalb des Geschäftsjahres 2011 abgeschlossen wurden, gehören zum Neubestand. Dementsprechend sind die Verträge, die schon vorher abgeschlossen wurden, Altbestandsverträge.

¹²siehe Abschnitt 5.1.5 (Seite 28)

¹³Geschäftsfallbearbeitungssystem

Grund für die Verdichtung liegt in der Verwendung der Daten. Die Model Point-Dateien dienen als Input für Hochrechnungen in MoSes. Da Hochrechnungen, je nach Datenumfang und Anzahl der Läufe sehr viel Rechenkapazität benötigen, ist es sinnvoll, so viele Polizzen wie möglich in einem MP zusammenzufassen. Die Verdichtung geschieht nach bestimmten Kriterien¹⁴. Zunächst werden, für Hochrechnungen nicht benötigte Merkmale *vereinfacht*. Hierbei wird beispielsweise das tatsächliche Eintrittsalter (EA) eines Versicherten gleich seinem technischen EA¹⁵ gesetzt, da das tatsächliche EA keinen Einfluss auf Hochrechnungen hat. Nach der Vereinfachung können Polizzen *gruppiert* werden. Kriterien für die Gruppierung sind Merkmale wie das Beginnjahr, der Tarif oder die Laufzeit. Es gibt Variablen die bei der Verdichtung *summiert* werden und andere werden *gemittelt*. Zum Beispiel werden Versicherungssummen (VS) oder Prämien von gruppierten Polizzen einfach aufsummiert. Von den Beginnmonaten oder dem technischen EA hingegen werden Mittelwerte gebildet.

Es gibt zwei unterschiedliche Arten von Model Point-Dateien, die als *lange* und als *kurze Schnittstelle* bezeichnet werden. Der Unterschied liegt im Wesentlichen wie der Name schon sagt in der Anzahl der Merkmale pro MP und entstand dadurch, dass man, je nachdem mit welchem MoSes-Model man arbeitet, unterschiedliche Merkmale als Input benötigt.

5.1.3. MoSes-Models und -Läufe

Für die Untersuchungen wurden zwei verschiedene MoSes-Models verwendet, das TCD-Model und das deterministische MCEV-Model. Folgende Läufe wurden benötigt:

¹⁴Das Einhalten der Kriterien gewährleistet die Qualität der verdichteten Daten.

¹⁵Das technische EA wird für die Prämienberechnung benötigt und ist abhängig vom Beginn der Versicherung. Es muss nicht mit dem tatsächlichen EA übereinstimmen.

TCD-Model

- **Reserven**¹⁶ Der Lauf wird direkt über die MoSes-Oberfläche gesteuert. Es muss eingestellt werden, welche Input-Datei verwendet werden soll. Als Input wird im TCD-Model immer eine lange Schnittstelle benötigt¹⁷. Die Daten der langen Schnittstelle werden im ersten Schritt konvertiert und danach kann der eigentliche Lauf gestartet werden. Der Lauf projiziert die Bestandsdaten über die nächsten 70 Jahre ab Hochrechnungsbeginn. Bei diesem Lauf wird eine *MoSes-Matrix* als CSV File erzeugt, die für jede Polizze und jedes Jahr der Projektion technische Werte gemäß GP wie beispielsweise Reserven, Rückkaufswerte oder Leistungen beinhaltet. Dieser Output wird an einer anderen Stelle als Input benötigt.
- **Prämien** Auch dieser Lauf wird über die Oberfläche von MoSes gesteuert. Erneut wird eine Input-Datei angegeben und konvertiert. Als Output wird eine Excel-Datei erzeugt, die von jedem MP die ID, die Prämie und den TCD-Return¹⁸ beinhaltet.

MCEV-Model

- **NBM** Die Läufe im MCEV-Model werden über ein *Batch File*¹⁹ gesteuert. Im Batch File müssen folgende Angaben gemacht werden: Die *Bezeichnung des Laufs*, die auch als Name für den Ergebnisordner verwendet wird, außerdem muss die Bezeichnung identisch sein mit der *Art des Laufs*, die in einem weiteren Feld eingetragen wird. Beim Konfigurieren des Batch Files wird eine der Input-Dateien nach der Bezeichnung im Feld *Art des Laufs* durchsucht, da in dieser Input-Datei - den *Trad Tables*²⁰ - unter der entsprechenden Bezeichnung Angaben über

¹⁶Hierbei handelt es sich um technische Werte gemäß GP.

¹⁷Sie stellt die Schnittstelle zwischen MoSes und TCD dar.

¹⁸Der TCD-Return gibt an, ob ein MP fehlerlos durchgerechnet wurde (Return 0), oder ob es ein Problem bei der Berechnung gab.

¹⁹In einem Batch File können mehrere Läufe aufgelistet werden, welche dann nacheinander abgearbeitet werden, ohne jeden Lauf einzeln starten zu müssen.

²⁰unternehmensinterne Bezeichnung

5. Methode zur Untersuchung verschiedener Mischungsverhältnisse

die zu verwendende Zinskurve, Kosten und Gewinnbeteiligung, Stornowahrscheinlichkeiten und Rechnungsgrundlagen 2. Ordnung gespeichert sind. Ein weiteres Input File beinhaltet die MPs. Im MCEV-Model wird immer die kurze Schnittstelle verwendet. Zudem wird die MoSes-Matrix als Input angegeben. Nach der Konfiguration des Batch Files startet der eigentliche Lauf. Als Ergebnis erhält man eine CSV-Datei ähnlich einer MP-Datei. Sie enthält Werte zu jedem projizierten MP, die für die Auswertung der Läufe benötigt werden. Die für die Untersuchungen ausschlaggebenden Ergebniswerte sind der *Present Value of New Business Premiums*²¹ (PVNBP), der *Value of New Business*²² (VNB) und die *NBM*²³. (Def. NBM, PVNBP und VNB siehe [All1] Folien 86 - 88)

5.1.4. Zusammenhänge der Models und Tools

In der folgenden Abbildung (5.1) sind die Zusammenhänge der Models und Tools die für die vorliegende Arbeit relevant sind dargestellt²⁴.

Die Abbildung 5.1 zeigt, dass die Bestandsdaten in den MPs ursprünglich aus dem GFB kommen, welches wiederum unter anderem vom TCD befüllt wird. Mithilfe von SAS werden die für die Models benötigten Daten ermittelt und in der kurzen und langen Schnittstelle bereitgestellt. Die lange Schnittstelle dient als Input für das TCD-Model, welches abhängig vom Lauf entweder Prämien oder die MoSes-Matrix ausgibt. Die Prämien werden benötigt um die MPs zu befüllen (sowohl die kurze als auch die lange Schnittstelle) und die MoSes-Matrix ist ein Teil des Inputs des MCEV-Models. Auch die kurze Schnittstelle und die Trad Tables dienen als Input für das MCEV-Model. Die Inputs gehen über das Batch File ins MCEV-Model ein, welches als Output die NBMs liefert.

²¹Prämienbarwert des Neugeschäfts

²² $VNB = PVFP - CReC - O\&G - CNHR$; Details siehe Abschnitt 5.1.5 (Seite 28)

²³ $NBM = \frac{VNB}{PVNBP}$

²⁴Eigene Darstellung in Anlehnung an unternehmensinterne Unterlagen.

5. Methode zur Untersuchung verschiedener Mischungsverhältnisse

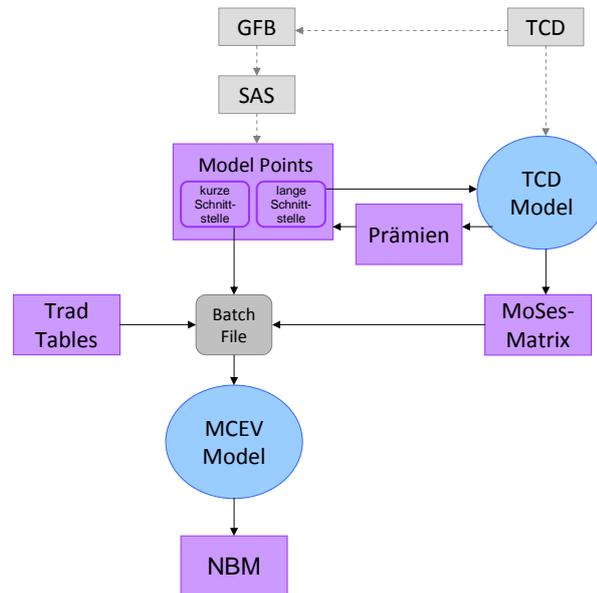


Abbildung 5.1.: Models und Tools

5.1.5. New Business Margin

Zusammengefasst liefen die Untersuchungen so ab, dass die verschiedenen Mischungsverhältnisse anhand der NBM verglichen wurden. Daher erscheint es sinnvoll, sich vorab etwas genauer mit diesem Wert zu beschäftigen.

Die **NBM** ist eine Größe zur Bewertung des Neugeschäfts²⁵. Wie bereits in Abschnitt 5.1.3 (Seite 25 f.) dargestellt, errechnet sie sich aus dem Verhältnis des VNB zum PVNBP.

$$NBM = \frac{VNB}{PVNBP}$$

Liegt die NBM über den gesamten Neubestand im Intervall zwischen 1% und 2%, so geht man unter den für die Untersuchungen zugrunde gelegten Voraussetzungen von einer angemessenen Kalkulation des Neugeschäfts aus²⁶.

²⁵ Ähnlich dem MCEV, der für die Unternehmensbewertung herangezogen wird.

²⁶ Hierbei handelt es sich nicht um einen allgemein gültigen Richtwert, der Wert ist hier unter den für die Untersuchungen zugrundegelegten Voraussetzungen angemessen.

5. Methode zur Untersuchung verschiedener Mischungsverhältnisse

Der **VNB** wird auch als *Wert des Neugeschäfts* bezeichnet. Er setzt sich zusammen aus dem *Present Value of Future Profits* (PVFP) abzüglich *Cost of holding EV required capital* (CReC), *Options and Guarantees* (O&G) und *Cost of Non-hedgeable Risks* (CNHR).

$$VNB = PVFP - CReC - O\&G - CNHR$$

PVFP ist der diskontierte BW zukünftiger erwarteter Gewinne, *CReC* entspricht Kosten, die aus dem Bedarf der Deckung des Shareholder-Investments entstehen und *CNHR* entspricht Kosten die durch nicht-hedgebare Risiken entstehen. Diese müssen entweder vom Unternehmen getragen und durch Risikokapital abgesichert werden, oder an andere Versicherer oder Rückversicherer abgegeben werden (Mit- bzw. Rückversicherung).

5.2. Untersuchungen

5.2.1. Erste Tests

Die ersten Läufe in MoSes dienten der Überprüfung der Bestandsstabilität, das heißt es musste getestet werden, ob sich der Bestand als Basis für die Untersuchungen eignet. Dabei wurde folgendermaßen vorgegangen:

1. „Parameterfindung“ für die Läufe
2. Überprüfung der „Grenzen des Modells“
3. „Repräsentativitätstest“

1. Parameterfindung Im ersten Schritt wurde mithilfe eines Reservenlaufs im TCD-Modell die MoSes-Matrix berechnet. Als Input diente die lange Schnittstelle des in Abschnitt 5.1.2 (Seite 24 f.) beschriebenen Neubestand-Jahresrings 2011. Die MoSes-Matrix sowie die entsprechende kurze Schnittstelle wurden als Input für den NBM-Lauf im MCEV-Modell verwendet. Dieser Lauf wurde mit zwei verschiedenen Zinskurven durchgeführt, um den Lauf zu optimieren.

Das bedeutet, es wurde zum einen die Zinskurve zum Jahresende 2011 also entsprechend dem gewählten Bestand getestet und zum anderen wurde mit der Zinskurve zum Ende des zweiten Quartals 2012 gerechnet, um auch die zu dem Zeitpunkt aktuellste Zinskurve zu testen. Aus den Ergebnissen der Läufe wurde jeweils für jeden Lauf die NBM über den Gesamtbestand²⁷ berechnet²⁸. Man entschied sich für den Lauf mit der Zinskurve „2012 Q2“ zum Ende des zweiten Quartals 2012 und einem Standardset sonstiger Parameter, da dieser eine NBM von 1,46% lieferte. Gerundet traf man mit diesem Wert genau die Intervallmitte von (1%, 2%) und erhielt damit hinsichtlich der Parameter für die Läufe eine stabile Ausgangsbasis anhand zum dortigen Zeitpunkt aktuellster Zinsannahmen.

Bemerkung 4 Zinskurven

[CEI] Seite 3 - 14

*Bewertungsvorschriften unter Solvency II geben vor, wie die Bewertung versicherungstechnischer Rückstellungen zukünftig zu erfolgen hat. Dabei bildet eine **risikofreie Zinskurve**²⁹ die Basis für die Diskontierung der zukünftigen Verpflichtungen. Es gibt mehrere unterschiedliche Möglichkeiten, diese risikofreie Zinskurve aus Marktdaten herzuleiten. Zudem besteht die Möglichkeit **Illiquiditätsprämien**³⁰ in die Zinskurve mit einfließen zu lassen. Dies geschieht beispielsweise durch einen konstanten Aufschlag von x in einem bestimmten Bereich der Kurve - zum Beispiel für die LZ von 15 Jahren und anschließend über 5 Jahre auslaufend -. Da die risikofreie Zinskurve aus einer begrenzten Anzahl genügend liquider Daten konstruiert wird, muss*

²⁷Sowohl hier als auch im Folgenden ist mit *Gesamtbestand* immer der gesamte, evtl. aufgrund der „Stabilisierung“ der Daten reduzierte, Neubestand aus 2011 gemeint.

²⁸In der Ergebnisdatei des NBM-Laufs ist zwar die NBM aufgelistet, allerdings nur für jeden MP einzeln.

²⁹risk-free interest rate

³⁰*Illiquiditätsprämie* oder *illiquidity premium* ist die Bezeichnung für einen Zuschlag auf die Zinsrate zur Berücksichtigung schwierig handelbarer Assets. Statt *illiquidity premium* liest man oft auch *liquidity premium*, grundsätzlich sind das zwei unterschiedliche Ansätze das gleiche zu beschreiben. *Illiquidity premium* meint direkt den Zuschlag auf die Zinskurve, mit *liquidity premium* ist ein Zuschlag für einen höheren Preis liquider im Vergleich zu illiquider Assets gemeint. (vgl. [Ben])

5. Methode zur Untersuchung verschiedener Mischungsverhältnisse

sie am Ende extrapoliert werden. Auch für diese Extrapolation gibt es unterschiedliche Ansätze. Folgender Punkt muss jedoch auf jeden Fall berücksichtigt werden: Die Zinskurve konvergiert gegen einen aus bestimmten „realen“ Kriterien ermittelten **Grenzwert**³¹. Durch den daraus resultierenden Anstieg der Kurve werden Verpflichtungen aus Versicherungsverträgen mit langen Laufzeiten berücksichtigt.

Der Grund für die unterschiedlichen Zinskurven liegt an Änderungen der risikofreien Basis-Zinskurve. Das heißt, wenn sich die zugrunde liegenden Marktdaten ändern, ändert sich auch die Basis-Kurve und somit die gesamte Zinskurve. Die konkreten Werte der Zinskurven werden im Konzern-Sitz in München berechnet, von dort geliefert und lokal auf Gültigkeit überprüft.

Die Abbildung 5.2 ist eine beispielhafte Darstellung einer risk-free interest rate mit liquidity premium und yield curve extension³².

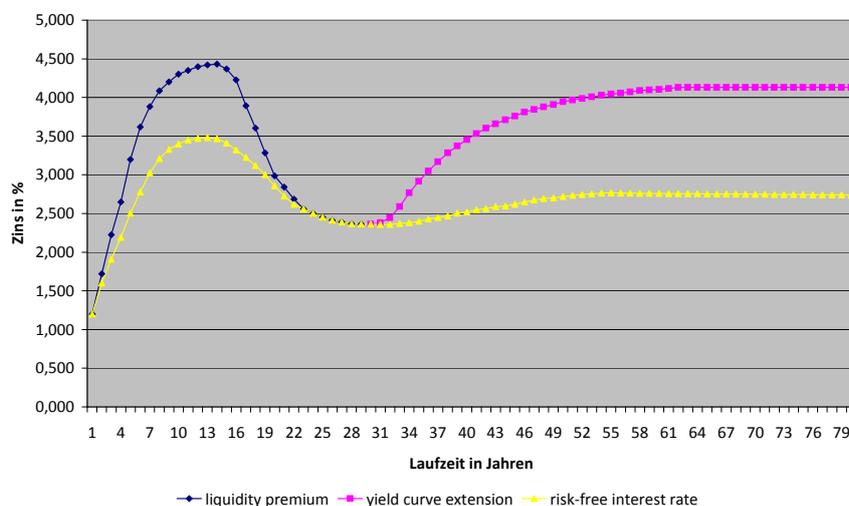


Abbildung 5.2.: Vergleich von Zinskurven

³¹Dieser Grenzwert wird im Folgenden als *yield curve extension* bezeichnet.

³²Eigene Darstellung mithilfe modifizierter unternehmensinterner Werte.

2. **Grenzen des Models** In einer MP-Datei ist die Prämie abgespeichert die ein VN tatsächlich zu zahlen hat. Mit einem Prämien-Lauf im TCD-Model lässt sich diese Prämie errechnen und im Idealfall sollte die tatsächliche Prämie der errechneten entsprechen. Ein Problem entsteht jedoch dadurch, dass in MoSes eine Prämienberechnung mit verdichteten MPs prinzipiell nicht vorgesehen ist. Dadurch können Abweichungen zwischen den tatsächlichen und den errechneten Prämien entstehen. Der nächste Schritt galt daher der Überprüfung der *Grenzen des Models* bzgl. der Prämienberechnung. Es wurden zunächst die Prämien in der langen Schnittstelle auf Null gesetzt um anschließend neu berechnet zu werden. Beim ersten Vergleich waren keine größeren Abweichungen zu erkennen, deshalb wurden die neu errechneten Prämien sowohl in die lange als auch in die kurze Schnittstelle eingefügt, um basierend auf den neuen Werten erneut die NBM zu berechnen. Das heißt es wurde erneut eine MoSes-Matrix berechnet um damit die NBM zu berechnen, welche bei 1,43% lag. Diese geringe Abweichung erschien auf den ersten Blick plausibel, da ja auch die Prämien nicht komplett identisch waren. Dennoch wurden die Ergebnisse noch einmal etwas genauer überprüft. Da die Ergebnisse in CSV Files abgespeichert sind war, es recht einfach möglich, einzelne MPs herauszufiltern. Z.B. wurde der Gesamtbestand in die drei Sparten aufgeteilt und jede Sparte wiederum in private und betriebliche Verträge unterteilt. Dabei wurde ein Problem festgestellt das eigentlich schon an einer früheren Stelle entstand. Bei der Berechnung der neuen Prämien gab es bei einigen Polizzen eine Fehlermeldung und dementsprechend wurde keine Prämie berechnet. Von zu Beginn 19.202 Verträgen wurden nur für 17.371 fehlerfrei neue Prämien berechnet, das heißt die Bestände vor und nach dem Prämien-Lauf waren in der Form nicht vergleichbar. Auf der Suche nach dem Fehler bei der Berechnung der Prämien fiel auf, dass das Problem nur bei Risikotarifen einer bestimmten Generation auftrat und somit war man glücklicherweise auf ein bekanntes und in anderen Fällen bereits gelöstes Problem gestoßen.

5. Methode zur Untersuchung verschiedener Mischungsverhältnisse

Bei der Prämienberechnung dieser Tarife wurden an einer bestimmten Stelle die falschen Sterbetafeln eingelesen. Eine Überprüfung im Programm verhinderte, dass trotzdem Prämien berechnet wurden. Das Problem konnte direkt behoben werden und somit konnten die Läufe wiederholt werden. Zuvor wurde allerdings der Bestand noch einmal verringert, denn bei der Fehlersuche stellte sich heraus, dass der Jahresendbestand an Neuzugängen 2011 zwei verschiedene Tarifgenerationen beinhaltete. Dies kam daher, dass im ersten Quartal von 2011 auch Verträge der vorherigen Generation verkauft werden durften. Um mit einem einheitlichen Bestand zu arbeiten, wurden für die Untersuchungen die Verträge der älteren Tarifgeneration aus dem Bestand genommen.

Der NBM-Lauf im MCEV-Model lieferte für die tatsächlichen Prämien eine NBM von 1,55%. Die Prämienberechnung im TCD-Model verlief nun fehlerfrei und man erhielt als neue NBM einen Wert von 1,77%. Diesen galt es erneut zu überprüfen, ebenso die Differenzen der tatsächlichen und errechneten Prämien.

Die Prämien Differenz betrug über den Gesamtbestand errechnet lediglich ca. 1%. Eine stichprobenhafte Betrachtung einzelner MPs zeigte jedoch, dass zwar bei vielen Polizzen die Prämien identisch waren oder nur sehr gering voneinander abwichen, bei einigen lieferte die Prämienberechnung jedoch auch große Differenzen zwischen tatsächlicher und errechneter Prämie³³. Es wurden Vermutungen über die Ursache der großen Differenzen aufgestellt.

Eine mögliche Ursache konnte die Rabattierung durch Sonderkonditionen sein. Beispielsweise werden Risikoversicherungen oft mit Sonderkonditionen versehen. Man spricht in dem konkreten Fall von einer Vorabgewinnbeteiligung. Da Risikoversicherungen den Todesfall (TF) absichern ist eine Gewinnbeteiligung im Voraus sinnvoll, da sie dem VN selbst zugute kommt. Ein weiteres Beispiel sind betriebliche Tarife. Da diese im Kollektiv abgeschlossen werden können die

³³ teilweise über 100%; Die Differenzen *neu errechnete Prämie - tatsächliche Prämie* lieferten sowohl positive als auch negative Ergebnisse, deshalb erkannte man bei der Differenzbetrachtung über den Gesamtbestand die eigentlichen Abweichungen nicht.

Kosten reduziert werden. Deshalb werden auch solche Tarife ausgehend von einer Prämie für Einzelversicherungen mit Rabatten versehen. Die tatsächlichen Prämien in den MPs sind bereits mit Sonderkonditionen versehen. Deshalb musste überprüft werden, ob die Information über Sonderkonditionen bei der Prämienberechnung in MoSes durch den verdichteten Bestand korrekt berücksichtigt wurde, oder ob dies nicht der Fall war und dadurch rabattierte und nicht rabattierte Prämien verglichen wurden.

Eine weitere mögliche Ursache waren Zusatzversicherungen. In den MP-Dateien sind Gesamtprämien gespeichert was bedeutet, dass die Prämien neben dem Teil für die klassische Versicherung³⁴ auch noch einen Teil für eine Zusatzversicherung beinhalten können. Ohne eine Aufspaltung der Prämie in klassische Versicherung und Zusatzversicherung konnte keine konkrete Aussage darüber gemacht werden, ob dies eine Ursache für die Prämienunterschiede war.

Mit SAS konnten die Daten über Sonderkonditionen, Rabatte und Zusatzversicherungsprämien für den Bestand ermittelt werden und im nächsten Schritt wurden mithilfe der neuen Informationen die Prämienunterschiede untersucht. Dies erfolgte in mehreren Schritten.

Zusatzversicherungen: Mithilfe der tatsächlichen Zusatzversicherungsprämie konnten die tatsächlichen Prämien der Hauptversicherung berechnet werden. Ein Vergleich dieser mit den neu errechneten Prämien verringerte die Differenzen bereits um einen großen Teil.

Sonderkonditionen: Sonderkonditionen beinhalten sowohl Rabatte z.B. durch den Abschluss einer Gruppenversicherung als auch Zuschläge, beispielsweise aufgrund einer Vorerkrankung die das Risiko erhöht. Die Konditionen wurden einzeln nacheinander verrechnet um anschließend die Prämien zu vergleichen. Diese Überprüfung hatte ebenfalls positive Auswirkungen auf die Prämienunterschiede, jedoch tauchten auch Probleme auf.

³⁴auch Hauptversicherung genannt

5. Methode zur Untersuchung verschiedener Mischungsverhältnisse

Der Tarifbereich von Polizzen also ob es sich um einen Einzel- oder einen Gruppenvertrag handelt ist wichtig für die Prämienberechnung, jedoch nicht für Hochrechnungen, da die Prämien als fixe Werte in Hochrechnungen eingehen. Aus diesem Grund wird bei der Verdichtung des Bestandes der Faktor für den Tarifbereich *Gruppe* gleich dem für *Einzel* gesetzt. Berechnet man jedoch mit den so verdichteten Daten die Prämien, führt das dazu, dass Summenrabatte, also genau die Rabatte die aufgrund von Gruppenversicherungen entstehen nicht berücksichtigt werden. Diesbezüglich wurden einige Tests durchgeführt und es stellte sich heraus, dass bestimmte Sonderkonditionen in der Prämienberechnung korrelieren. Konkret erhielt man durch die Korrektur des Tarifbereichs zwar korrekte Prämien für die Tarife ohne weitere Sonderkonditionen, gab es jedoch noch andere Rabatte oder Zuschläge zusätzlich zum Summenrabatt, wurden die Differenzen zwischen den tatsächlichen und den neuen Prämien wieder größer.

Die Überlegungen, wie mit diesen neuen Erkenntnissen weiter vorgegangen werden sollte, führten zu folgendem Ergebnis: Da man nun wusste was die Gründe für die Ungenauigkeiten der Prämienberechnung waren, konnte man auf Basis der ursprünglich neu-berechneten Prämien die MPs herausfiltern, deren Prämienabweichung maximal 1% betrug. Eine Korrektur der Prämienberechnung bzw. der verdichteten Daten wäre zu umfangreich gewesen und hätte womöglich an vielen Stellen zu neuen Problemen geführt. Außerdem war die Anzahl der MPs, deren Prämien mit maximal 1% Abweichung genau berechnet wurden, noch immer ausreichend, um eine Basis für die geplanten Untersuchungen zu bilden.

3. Repräsentativität Der letzte Schritt bzgl. der Bestandsstabilitätsprüfung galt der Überprüfung der *Repräsentativität* der Stichprobe.

Bemerkung 5 *Repräsentative Stichprobe*

[NW] Seite 103 & 104

Eine repräsentative Stichprobe zeichnet sich dadurch aus, dass die Verteilung der Merkmale in der Stichprobe gleich der Verteilung der Merkmale in der Grundgesamtheit ist. Ein Beispiel hierfür ist die Zufallsstichprobe, da bei zufälligem Ziehen alle statistischen Einheiten aus der Grundgesamtheit mit gleicher Wahrscheinlichkeit in die Stichprobe kommen können. Mithilfe von Schätzmethoden können Rückschlüsse von der Stichprobe auf die Verteilung der Grundgesamtheit gezogen werden.

Die vorliegende Stichprobe wurde nach bestimmten Kriterien aus der Grundgesamtheit ausgewählt, das heißt es wurden einige Merkmale ganz gezielt gewählt und andere wurden ausgeschlossen. Somit liegt keine repräsentative Stichprobe nach den genannten Kriterien vor. Viel mehr handelt es sich um einen bewusst gewählten Teilbestand der genau deshalb so gewählt wurde, weil nur der Unisex-Effekt unabhängig von Zusatzeffekten untersucht werden soll. Daher wird es später jedoch auch notwendig sein, die Ergebnisse auf einen „echten“ Bestand mit Zusatzeffekten zu übertragen, da nicht einfach von der Stichprobe auf die Grundgesamtheit geschlossen werden kann.

Im Folgenden wird also nicht die Repräsentativität der Stichprobe im eigentlichen Sinne überprüft, jedoch werden ausschlaggebende durchschnittliche Werte von Gesamt- und Teilbestand verglichen. Denn trotz gezielt gewählter Stichprobe sollte beispielsweise das durchschnittliche EA der VN der Stichprobe nicht zu stark vom durchschnittlichen EA der Grundgesamtheit abweichen, da sonst auch keine Übertragung auf einen „echten“ Bestand möglich ist bzw. diese Übertragung nicht sinnvoll wäre. (Die Überprüfung wird dennoch als Überprüfung der Repräsentativität bezeichnet. Es sei jedoch vermerkt, dass es sich nicht um Repräsentativität im eigentlichen Sinne handelt.)

5. Methode zur Untersuchung verschiedener Mischungsverhältnisse

Für die Überprüfung wurden aus SAS ermittelte Kennzahlen herangezogen. Bei diesen Kennzahlen handelte es sich um Durchschnittswerte des Gesamtbestandes an Neuzugängen in 2011. Die folgende Tabelle (5.1) zeigt die Kennzahlen EA, Versicherungsdauer (VD) bzw. Aufschubdauer³⁵ (AD) und Jahresprämie (JP) des Gesamtbestandes und die entsprechenden mithilfe der Angaben in den MPs berechneten Werte der Stichprobe. Bei den *Differenzen* handelt es sich um relative Werte bzgl. *Gesamt*³⁶.

Tabelle 5.1.: Kennzahlenvergleich Gesamtbestand und Stichprobe

		EA	VD/AD	JP
Kapital	Gesamt	34,2	25,9	796,97
	Stichprobe	33,4	24,8	941,99
	Differenz	0,02	0,04	0,18
Renten	Gesamt	31,9	32,8	1.473,86
	Stichprobe	29,1	33,0	1.328,40
	Differenz	0,09	0,006	0,10
Risiko	Gesamt	37,0	21,6	324,99
	Stichprobe	35,0	20,9	265,39
	Differenz	0,05	0,03	0,18

Wie man in Tabelle 5.1 erkennen kann weichen das durchschnittliche EA und die durchschnittliche VD der Stichprobe maximal um 9% von den zugehörigen Werten des Gesamtbestandes ab. In der Kapitalversicherung sind es sogar nur 4% und in der Risiko 5%, lediglich die Renten verzeichnen 9%. Die relativen Differenzen der JP sind etwas höher. Die Renten verzeichnen einen Wert von 10% und Kapital und Risiko 18%. Dies kommt daher, dass auch die Spanne zwischen minimaler und maximaler JP viel größer ist als bei EA und VD. Beispielsweise bewegt sich die durchschnittliche JP der Rentenversicherungen zwischen 48 und 102.000 Euro, wobei das EA nur zwischen 0 und 69 Jahren und die AD zwischen 0 und 70 Jahren variiert. Zudem wurden im Zuge der Bestandsstabilisierung unter

³⁵Für Kapital und Risiko wurde die VD herangezogen. Da die VD für lebenslängliche Renten nicht exakt angegeben werden kann wurde stattdessen die AD verwendet.

³⁶Differenz = $|1 - \text{Stichprobe}/\text{Gesamt}|$

anderem alle betrieblichen Verträge aus dem Bestand genommen. Da solche Verträge meist für ganze Gruppen die gleiche Prämienhöhe vorsehen, ist die Gefahr, dass durch den Ausschluss viele Policen der gleichen Prämienhöhe weggefallen sind sehr hoch. Dies kann den Durchschnittswert stark beeinflussen. Hinsichtlich dessen kann die Stichprobe durchaus als *repräsentativ* angesehen werden.

Mit ca. 7.000 MPs also etwas mehr als $\frac{1}{3}$ des ursprünglichen Neubestands-Jahresrings von 2011, hatte man die gewünschte *stabile* Basis für die Untersuchungen gefunden. Die NBM bezüglich der tatsächlichen Prämien und die der neuen unterschieden sich nun kaum noch. Für die tatsächlichen Prämien erhielt man eine NBM von 2,019% und für die neuen Prämien 2,016%³⁷.

5.2.2. Unisex-Läufe

Nachdem die ersten Tests abgeschlossen waren, man also eine geeignete Basis aus Zinskurve und MPs gefunden und auch deren Stabilität nachgewiesen hatte, konnte mit der eigentlichen Unisex-Überprüfung begonnen werden. Die Vorgehensweise war dabei folgende:

1. Berechnung der Unisex-Prämien
2. Berechnung der zugehörigen MoSes-Matrix
3. Berechnung der daraus resultierenden NBM

1. Unisex-Prämien Die Berechnung der Unisex-Prämien erfolgte mithilfe eines Prämien-Laufs im TCD-Model. Auch hierfür wurden wie bei der in Abschnitt 5.2.1 auf Seite 29 f. beschriebenen Prämienberechnung, die Prämien der MPs in der langen Schnittstelle auf Null

³⁷Die Verbesserung der NBM im Vergleich zum Ausgangsbestand von ca. 19.000 MPs kam daher, dass durch die Reduktion der MPs viele Policen mit geringeren NBMs wegfielen. Beispielsweise lag die mittlere NBM der älteren Tarifgeneration nur bei 1,33%. Durch zu hohe Prämienunterschiede sind fast alle betrieblichen Tarife weggefallen. Da diese gar nicht von der Unisexregelung betroffen sind, wurden die wenigen verbliebenen ebenfalls aus dem Bestand genommen. Die mittlere NBM dieser MPs betrug gerade mal 1,11%.

gesetzt. Für die Unisex-Prämien mussten allerdings auch noch die Sterbetafeln angepasst werden.

Die Sterbetafeln und die Werte für die Altersverschiebung werden als Tabellen im TCD erstellt, dabei wird jeder Tabelle eine ID zugewiesen. In den MP-Dateien existiert eine Spalte für die Sterbetafeln und eine für die Altersverschiebung der Rentenversicherungen³⁸, welche mit diesen Tabellen-IDs befüllt sind.

Das heißt für alle Mischungsverhältnisse von 0 : 100 bis 100 : 0 wurde eine lange Schnittstelle mit den Tabellen-IDs der entsprechend gemischten Tafeln abhängig von den Sparten Kapital, Renten oder Risiko erstellt. In der ursprünglichen MP-Datei unterschieden sich die Tafeln zusätzlich durch das Geschlecht, was für Unisex allerdings nicht mehr notwendig ist. Für Rententarife wurden außerdem die IDs der Tabellen für die Altersverschiebung ersetzt. Zusätzlich wurde für einen *Best Estimate*³⁹-Lauf eine lange Schnittstelle mit unterschiedlichen Mischungsverhältnissen für die drei Sparten erstellt. Mit *Best Estimate* meint man in diesem Zusammenhang, dass die Sterbewahrscheinlichkeiten für die einzelnen Sparten getrennt nach dem erwarteten zukünftigen Mischungsverhältnis zwischen Männern und Frauen unter Berücksichtigung expliziter Sicherheitszuschläge gemischt werden. Nach diesen Geschlechterverhältnissen werden die Prämien der neuen Unisex-Tarifgeneration auch wirklich kalkuliert. Für die zwölf verschiedenen Mischungsverhältnisse 0 : 100, 10 : 90, ... 100 : 0 und Best Estimate wurden also die zugehörigen Unisex-Prämien berechnet.

Bemerkung 6 *Best Estimate*

[ASS]

Die Bewertung versicherungstechnischer Verpflichtungen setzt sich unter Solvency II aus der Best Estimate Rückstellung und einer zu-

³⁸Für die anderen Sparten ist der Wert in dieser Spalte Null.

³⁹siehe Bemerkung 6 am Ende dieses Abschnitts

sätzlichen expliziten Risikomarge zusammen⁴⁰. Eine solche Bewertung wird als marktwertnahe Bewertung bezeichnet. Die Best Estimate Rückstellung ermittelt sich aus den unter „realistischen Annahmen“ errechneten Barwerten aller zukünftigen Zahlungsströme. Zur Berechnung der BWe wird die risikolose Zinsstrukturkurve herangezogen (siehe Bemerkung 4 auf Seite 30). Die explizite Risikomarge kann als Zuschlag für nicht-hedgebare Risiken interpretiert werden. (Für genauere Ausführungen siehe [ASS].)

2. MoSes-Matrix Im nächsten Schritt wurden die zuvor berechneten Unisex-Prämien in die kurze und in die lange Schnittstelle eingetragen. Somit entstanden zwölf lange und zwölf kurze Schnittstellen für die verschiedenen Mischungen. Mithilfe der langen Schnittstellen als Input konnten im TCD-Model nacheinander zwölf MoSes-Matrizen berechnet werden.

3. NBM Die zwölf MoSes-Matrizen dienten als Input für die entsprechenden NBM-Läufe. Hierfür wurden zusätzlich die kurzen Schnittstellen mit den passenden Prämien benötigt und für jeden Lauf die gleichen Trad Tables. Die NBM-Läufe konnten alle im Batch File angelegt werden und wurden somit automatisch nacheinander gestartet. Als Ergebnisse erhielt man zwölf CSV-Dateien mithilfe derer die Gesamt-NBMs pro Lauf errechnet wurden.

5.2.3. Ergebnisse

Die folgende Tabelle (5.2) ist eine Auflistung der Ergebnisse aus den NBM-Läufen im MCEV-Model. Die Spalte *Gesamt* verzeichnet die Werte der Läufe im Gesamten, also über die Sparten Kapital, Renten und Risiko zusammen ermittelt, die anderen Spalten verzeichnen jeweils die entsprechenden Einzelergebnisse.

⁴⁰Unter Solvency I wurden nach dem „Vorsichtsprinzip“ implizite Sicherheitszuschläge für die Bewertung versicherungstechnischer Rückstellungen vorgesehen.

Tabelle 5.2.: New Business Margins

Lauf	NBM			
	Gesamt	Kapital	Renten	Risiko
vor Unisex	2,02%	1,49%	1,82%	9,06%
Best Estimate	2,08%	1,43%	1,90%	9,28%
0:100	1,93%	1,29%	1,92%	8,29%
10:90	1,94%			
20:80	1,96%			
30:70	1,98%			
40:60	1,99%			
50:50	2,01%			
60:40	2,03%			
70:30	2,05%			
80:20	2,06%			
90:10	2,08%			
100:0	2,09%	1,49%	1,85%	9,42%

Aufgrund unternehmensinterner Vertraulichkeitsregelungen können die Zwischenwerte von 10 : 90 bis 90 : 10 für die einzelnen Sparten nicht angegeben werden, da daraus Rückschlüsse auf das Best Estimate-Mischungsverhältnis möglich wären. Sie sind jedoch für die Auswertungen nicht von Belang. Es genügen die Zwischenwerte der drei Sparten zusammen. Der lineare Verlauf dieser NBMs ist auch in den Sparten getrennt voneinander erkennbar.

Bemerkung 7 *Unterschiede zwischen den Sparten*

Der Grund für die unterschiedlichen NBMs kann durch den Vergleich zwischen Risiko- und Kapitalversicherungen erklärt werden. Eine Risikoversicherung wird meist zur Absicherung der Hinterbliebenen im TF abgeschlossen (oder zur Absicherung eines Kredites, was die Absicherung der Hinterbliebenen impliziert). Die Leistung erfolgt nur im Falle des Ablebens bis zu einem bestimmten Zeitpunkt bzw. vor der Erreichung eines festgelegten Endalters. Aus diesem Grund erfolgt eine Versicherungsleistung mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit als beispielsweise bei einer Kapitalversicherung, welche sowohl im Falle des Erlebens eines bestimmten Alters, als auch im vorzeitigen TF

leistet⁴¹. Die Prämienkalkulation erfolgt abhängig von der VS, die zukünftig zu erwartenden Leistungen werden nach ihrer Eintrittswahrscheinlichkeit kalkuliert. Daher sind die NBMs so unterschiedlich⁴².

5.3. Bedeutung und Hintergrund der Ergebnisse

Am Ende von Kapitel 4 (Seite 18 f.) war die Rede davon, dass die Methode zur Untersuchung verschiedener Mischungsverhältnisse zunächst erarbeitet werden müsste, was in den Abschnitten 5.1 auf Seite 21 f. und 5.2 auf Seite 29 f. geschehen ist. Um nun die Ergebnisse und die Überprüfungen und Auswertungen im nächsten Kapitel nachvollziehen zu können, bedarf es einer kurzen Zusammenfassung der „Methode“.

Ausgangspunkt ist der Bestand der als stabile Basis ermittelt wurde. Dieser Bestand unterliegt einem bestimmten Geschlechterverhältnis, das die Grundlage für die geschlechtsabhängigen Prämien bildet. In die Berechnung der NBM fließt dieses Verhältnis über den VNB ein, da ein Bestandteil des VNB der PVFP ist und dieser wie folgt definiert wird:

$$PVFP = (\text{Praemien} + \text{InvestmentIncome} + \text{OtherIncome} - \text{Leistungen} - \text{Reserven} - \text{Kosten}) \cdot (1 - 0,25) \cdot \left(\frac{1}{1+i}\right)^u ;$$

Praemien : Einnahmen aus Versicherungsverträgen

InvestmentIncome : Shareholder Kapitalerträge

OtherIncome : Kapitalerträge, die nicht unter Investment Income fallen

Leistungen : TF-, EF-, Renten-, Storno-Leistungen und Leistungen bei Rückkauf

⁴¹Es gibt verschiedene Tarifarten der Kapitallebensversicherung die unterschiedliche Leistungen im TF vorsehen. Es werden mindestens die bis zum Zeitpunkt des TF eingezahlten Prämien zurückgezahlt und maximal wird, wie auch im Erlebensfall (EF), die vereinbarte VS gezahlt.

⁴²Statt mit Kapitalversicherungen könnte auch mit Rentenversicherungen verglichen werden. Statt einer VS im EF wird ab einem bestimmten Alter eine laufende Rente gezahlt und zusätzlich beinhalten Rentenversicherungen eine Prämienrückgewähr bei vorzeitigem TF.

5. Methode zur Untersuchung verschiedener Mischungsverhältnisse

<i>Reserven</i> :	Leistungsreserven
<i>Kosten</i> :	Abschluss- und laufende Kosten (Provision, Rückversicherung,...)
$(1 - 0,25)$:	25% Körperschaftssteuerabzug
$\left(\frac{1}{1+i}\right)^u$:	Diskontfaktor
i :	risk-free interest rate mit liquidity premium und yield curve extension
u :	Alter

(Körperschaftsteuergesetz: siehe [Jus])

Eine Mischung der Sterbewahrscheinlichkeiten verändert die Rechnungsgrundlagen der Prämien, beeinflusst jedoch nicht das grundsätzliche Geschlechterverhältnis des Bestandes, das für die Leistungsberechnung ausschlaggebend ist. Das bedeutet, dass man bei den Untersuchungen durchwegs den gleichen Bestand betrachtet und somit auch immer von den gleichen zukünftig zu erwartenden Leistungen ausgeht. Diesen Leistungen werden jedoch schrittweise höhere oder geringere Prämien gegenüberstellt, die zugehörigen NBMs berechnet und diese werden dann verglichen.

Tabelle 5.4.: Methode

			0 : 100	10 : 90	...	100 : 0	
			↓	↓		↓	
			Prämien _{0:100}	Prämien _{10:90}	...	Prämien _{100:0}	
			↓	↓		↓	
Bestands- mix	⇒	zukünftig zu erwartende Leistungen	⇒	NBM _{0:100}	NBM _{10:90}	...	NBM _{100:0}

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

6.1. Untersuchung der Unisex-Prämien

Nachdem die in der Tabelle 5.2 auf Seite 41 dargestellten NBMs ermittelt waren, mussten sie überprüft und ausgewertet werden. Hierfür wurden zunächst die Unisex-Prämien untersucht.

Die Abbildungen 6.1 bis 6.4¹ auf Seite 45 und 46 zeigen den Verlauf der berechneten Unisex-Prämiensummen von 0 : 100 bis 100 : 0 im Gesamten und für die einzelnen Sparten. Für den Prämienverlauf *Gesamt* wurden die Prämien aller MPs über alle drei Sparten jeweils für das entsprechende Mischungsverhältnis aufsummiert. *Kapital*, *Renten* und *Risiko* beinhalten die aufsummierten Prämien der einzelnen Sparten. Die Grafiken zeigen einen (fast) linearen² Verlauf der Prämiensummen von 0 : 100 bis 100 : 0, was noch einmal die Stabilität der Auswahl an Daten unterstreicht. Auch eine stichprobenartige Überprüfung einzelner MPs lieferte das gleiche Ergebnis.

¹Es handelt sich um eigene Darstellungen unter Zuhilfenahme der nachfolgend beschriebenen Daten.

²Obwohl es sich nur um eine Auswahl an Daten handelt ist der zugrundeliegende Bestand ein „echter“ Bestand der Faktoren wie beispielsweise Stückkosten beinhaltet, welche die Linearität beeinflussen. Hinzu kommt, dass schon die Sterblichkeiten die den Prämien zugrunde liegen nicht *exakt* linear sind.

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

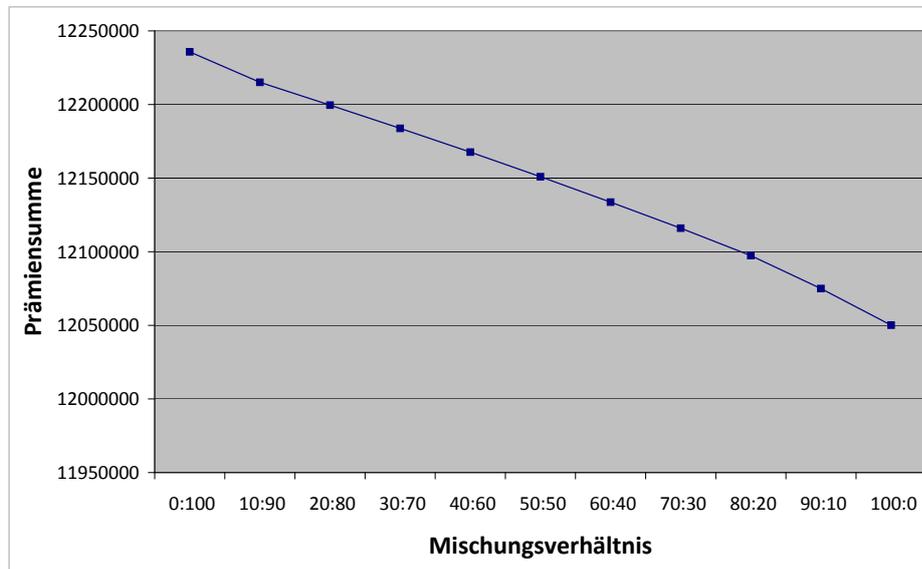


Abbildung 6.1.: Prämienvverlauf Gesamt

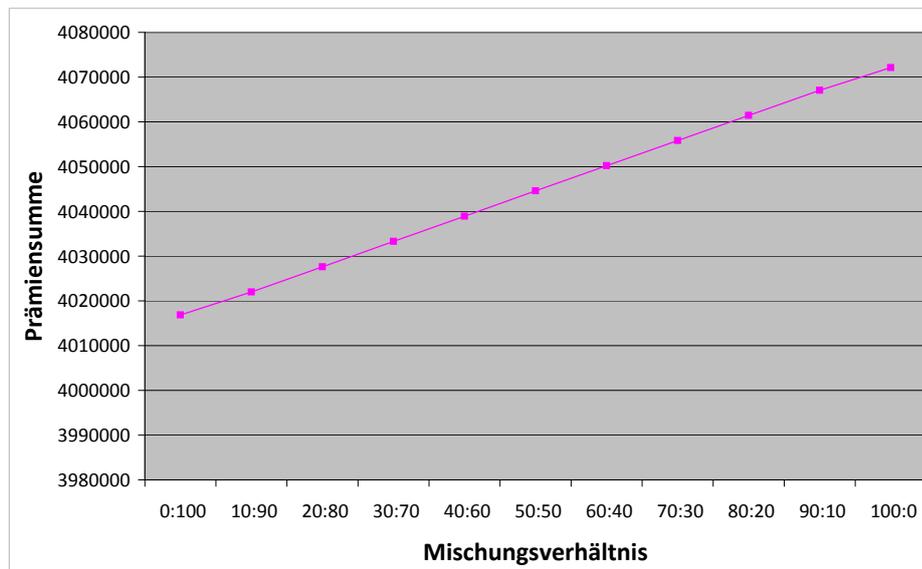


Abbildung 6.2.: Prämienvverlauf Kapital

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

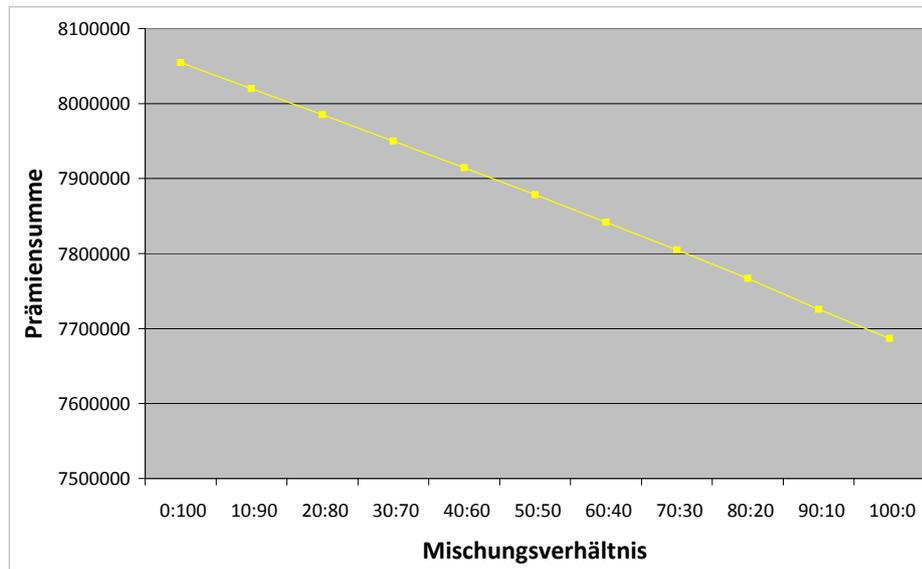


Abbildung 6.3.: Prämienvorlauf Renten

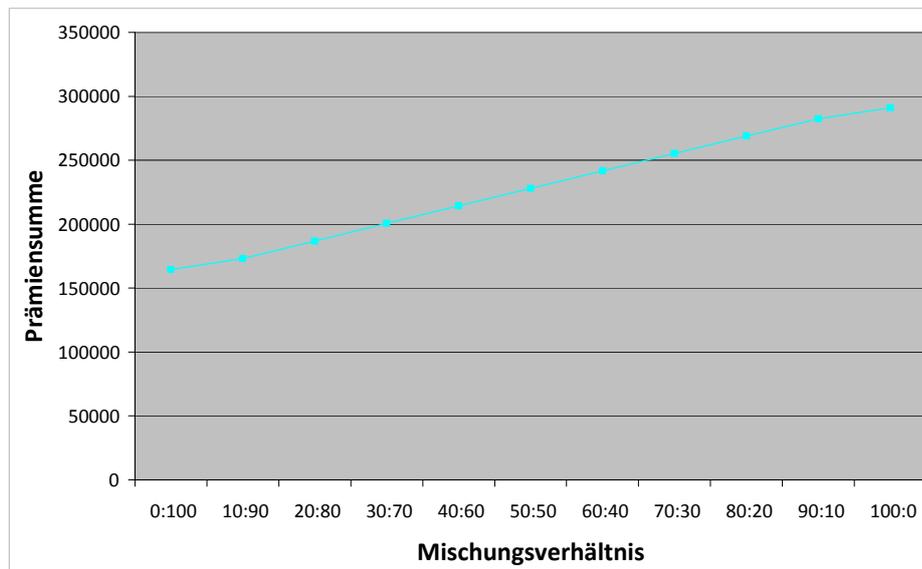


Abbildung 6.4.: Prämienvorlauf Risiko

Um den Prämienverlauf nachvollziehen zu können bedarf es einiger Hintergrundinformationen zu den Tarifen:

6.1.1. Kapital

Eine Kapitalversicherung oder auch Kapitallebensversicherung ist eine Versicherung auf den EF mit zusätzlicher TF-Leistung. Die Allianz bietet unterschiedliche Tarife der Kapitalversicherung an, die verschiedene TF-Leistungen beinhalten. Das heißt, falls das Ende der Laufzeit erlebt wird, werden die VS und die bis dahin angesammelten Gewinnanteile fällig. Bei vorzeitigem Ableben wird je nach Tarif mindestens die Summe der bisher eingezahlten Prämien und maximal die fünffache VS und die bis dahin angesammelten Gewinnanteile fällig. Diese Kombination aus Er- und Ablebensleistung bewirkte bisher, dass unter den gleichen Bedingungen die Prämien für einen Mann etwas teurer waren als die für eine Frau. Jedoch ist die Prämie bei Kapitalversicherungen nicht sehr stark vom Geschlecht abhängig. Je höher die TF-Leistung, umso größer war bislang die Differenz der Prämien für Männer und Frauen aufgrund der höheren Männersterblichkeiten. Aufgrund der Unisex-Richtlinie dürfen zukünftig aber keine unterschiedlichen Prämien mehr angesetzt werden. Durch die Mittelung der Sterblichkeiten werden also die Sterbewahrscheinlichkeiten der Frauen höher und die der Männer niedriger und somit die Prämien für Männer günstiger und die für Frauen teurer. Diese Tatsache macht deutlich, warum die Summe der Prämien von einem 0 : 100-Mix, also ausgehend von 0% Männersterblichkeit und 100% Frauensterblichkeit, zu einem 100 : 0-Mix zunimmt.

6.1.2. Beispiele (Kapital)

Die folgenden Beispiele verdeutlichen den Prämienunterschied zwischen Männern und Frauen nach ursprünglichen geschlechtsabhängigen Rechnungsgrundlagen und beinhalten zudem die resul-

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

tierende gemeinsame Unisex-Prämie.

Voraussetzungen (siehe [BS] Seite 72 - 88):

$d_x = l_x - l_{x+1}$	Anzahl der Toten, im $(x + 1)$ ten Lebensjahr.
$C_x = d_x \cdot v^{x+1}$	Anzahl der, im $(x + 1)$ ten Lebensjahr gestorbenen, auf den Zeitpunkt der Geburt abdiskontiert. („diskontierte Tote“)
$M_x = \sum C_x$	Summe der „diskontierten Toten“.
	(Def. der Anzahl der Lebenden l_x , des Barwertes v , der „diskontierten Lebenden“ D_x und deren Summe N_x , siehe Seite 22 f.)
${}_nE_x = \frac{D_{x+n}}{D_x}$	BW für die Versicherung einer x-jährigen Person über eine Summe „1“, die nach n Jahren bei Erleben dieses Zeitpunktes zu zahlen ist.
${}_m A_x = \frac{M_x - M_{x+1}}{D_x}$	BW für die temporäre TF-Versicherung einer x-jährigen Person mit n-jähriger VD bei Zahlung einer VS „1“ (am Ende des Sterbepjahres), sofern der Tod innerhalb von n Jahren eintritt.
$A_{x:\overline{n}} = {}_nE_x + {}_m A_x$	BW für eine gemischte Versicherung (Kombination aus Er- und temporärer Ablebensversicherung).
$\ddot{a}_{x:\overline{n}} = \frac{N_x - N_{x+1}}{D_x}$	BW einer sofortbeginnenden, n-mal vor-schüssig in Jahresraten zahlbaren, tempo-rären Leibrente vom Betrag „1“.
$P^{EF} = \frac{{}_nE_x}{\ddot{a}_{x:\overline{n}}}$	Jahresnettoprämie einer EF-Versicherung mit VS „1“.
$P^{TF} = \frac{{}_m A_x}{\ddot{a}_{x:\overline{n}}}$	Jahresnettoprämie einer temporären TF-Versicherung mit VS „1“.
$P = \frac{A_{x:\overline{n}}}{\ddot{a}_{x:\overline{n}}}$	Jahresnettoprämie einer gemischten Versi-cherung mit VS „1“.

Beispiel 1 *Nettoprämienberechnung³ einer gemischten Versicherung mit VS 10.000 Euro, EA 30 Jahre und Laufzeit (LZ) 20 Jahre*

Die Prämien wurden für einen Mann und eine Frau mithilfe der aktuellsten Sterbetafeln 2000/2002 der STATISTIK AUSTRIA und mit Rechnungszins $i = 2\%$ berechnet. Außerdem wurde die entsprechende Unisex-Prämie für einen Zins von ebenfalls 2% und für den zukünftigen Rechnungszins von $1,75\%$ berechnet.

Geschlecht	m	w	unisex	
	Zins 2%	Zins 2%	Zins 2%	Zins 1,75%
${}_nE_x$	0,64561	0,65897	0,65093	0,68367
${}_m A_x$	0,03147	0,01595	0,02530	0,02610
$A_{x:\overline{n}}$	0,67709	0,67492	0,67622	0,70977
$\ddot{a}_{x:\overline{n}}$	16,46850	16,57921	16,51265	16,87462
P^{EF}	392,03	397,47	394,20	405,15
P^{TF}	19,11	9,62	15,32	15,47
P	411,14	407,09	409,52	420,62

Beispiel 2 *VS 10.000 Euro, EA 30 Jahre, LZ 30 Jahre*

Geschlecht	m	w	unisex	
	Zins 2%	Zins 2%	Zins 2%	Zins 1,75%
${}_nE_x$	0,49111	0,52108	0,50290	0,54132
${}_m A_x$	0,07315	0,03708	0,05894	0,06196
$A_{x:\overline{n}}$	0,56426	0,55816	0,56184	0,60328
$\ddot{a}_{x:\overline{n}}$	22,22259	22,53378	22,34608	23,06649
P^{EF}	221,00	231,25	225,05	234,68
P^{TF}	32,92	16,45	26,38	26,86
P	253,91	247,70	251,43	261,54

In beiden Beispielen wird deutlich, dass die Prämie einer gemischten Versicherung nach geschlechtsabhängigen Rechnungsgrundla-

³Netto: keine Kostenberücksichtigung

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

gen für Männer nur gering, aber dennoch höher ist als für Frauen. Die Aufspaltung der Prämie in einen Teil für den EF P^{EF} und einen Teil für den TF P^{TF} zeigt, dass zwar die EF-Versicherung für Frauen teurer ist, die Prämiedifferenz aus der TF-Versicherung jedoch die EF-Prämiedifferenz in umgekehrter Richtung übersteigt. Die Unisex-Prämie liegt für einen Rechnungszins von 2% zwischen der Männer- und der Frauen-Prämie. Das ist logisch, da die Unisex-Rechnungsgrundlagen aus einer Mittelung der geschlechtsabhängigen Rechnungsgrundlagen entstanden sind. Allerdings erhöht sich diese Prämie durch die Senkung des Rechnungszinses und übersteigt danach die Männerprämie.

6.1.3. Renten

Rentenversicherungen garantieren entweder nach einer gewissen AD⁴ oder sofort ab Versicherungsbeginn⁵ regelmäßige Rentenzahlungen bis zum Tod. Demnach ist z.B. eine sofortbeginnende Rente mit EA 60 und einer Jahresrente von 12.000 Euro für eine Frau teurer als für einen Mann, da die erwarteten zukünftigen Leistungen für die Frau aufgrund der geringeren Sterblichkeit höher ist als die für den Mann. Für Unisex-Prämien kalkuliert man mit einer höheren Sterbewahrscheinlichkeit für Frauen und einer geringeren für Männer. Daraus ergeben sich niedrigere Prämien für Frauen und entsprechend höhere für Männer. In dem Fall gilt: Je höher man die Sterblichkeit für Männer im Geschlechtermix ansetzt umso geringer sind die Prämiensummen.

6.1.4. Risiko

Bei Risikoversicherungen oder auch Risikolebensversicherungen handelt es sich um reine TF-Versicherungen. Bei Tod innerhalb einer bestimmten Laufzeit wird eine gewisse VS ausbezahlt und bei Überleben erlischt die Versicherung ohne Leistung. Ein 30 jähriger Mann

⁴aufgeschobene Renten

⁵sofortbeginnende Renten

hat also beispielsweise bisher für eine Risikoversicherung mit einer LZ von 35 Jahren und einer VS von 100.000 Euro deutlich mehr gezahlt als eine 30 jährige Frau, weil seine durchschnittliche Sterbewahrscheinlichkeit höher ist als die der Frau und der Eintritt des Versicherungsfalls für den Mann somit wahrscheinlicher ist. Damit sinkt im Fall von Unisex die bisherige Prämie des Mannes, da man für ihn mit einer geringeren Sterblichkeit kalkuliert und für die Frau steigt sie. Ausgehend von einem 0%-Männer- und 100%-Frauensterblichkeitsmix steigt die Prämiensumme an, wenn man die Sterbewahrscheinlichkeiten schrittweise zu einem 100 : 0-Mix verändert.

6.1.5. Gesamt

Die Richtung der Prämienverläufe, also ob die Prämiensummen von 0 : 100 nach 100 : 0 steigen oder sinken, ist für die einzelnen Sparten konsistent zu den NBM-Verläufen in der Tabelle 5.2. In der Kapitalversicherung steigt die NBM von 1,29% auf 1,49% und die Prämiensummen bewegen sich zwischen 4.016.872,17 Euro und 4.072.113,06 Euro. Die NBM der Rentenversicherungen sinkt von 1,92% auf 1,85% und entsprechend die Prämiensummen von 8.054.492,09 Euro auf 7.686.866,48 Euro. Die Risikoversicherungen verzeichnen eine Prämiensumme von 164.349,13 Euro die auf 291.083,38 Euro anwächst und die zugehörige NBM steigt von 8,29% auf 9,42%. Der Vergleich von NBM und Prämiensumme über das Gesamtergebnis erscheint jedoch auf den ersten Blick widersprüchlich, da die NBM von 1,93% auf 2,09% steigt, die Prämiensumme hingegen von 12.235.713,4 Euro auf 12.050.062,9 Euro sinkt. Betrachtet man die Werte der einzelnen Sparten etwas genauer, so wird klar, dass dies an den Rentenversicherungen liegen muss. Mit einem relativ großen Prämienvolumen fallen sie sehr stark ins Gewicht, wenn es um die Berechnung der Prämiensummen geht. Jedoch ist die Änderung der NBM so gering, dass diese nicht die gleiche Wirkung auf die Gesamt-NBM hat.

6.2. Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Prämien und New Business Margins

Nicht nur die am Ende des vorigen Abschnittes erwähnte Auffälligkeit der Rentenversicherungen gab Anlass, den Zusammenhang zwischen Prämien und NBMs zu untersuchen, sondern auch die Tatsache, dass die Differenzen der NBMs zwischen dem 0 : 100- und dem 100 : 0-Mix sehr gering erschienen. Deshalb wurden Schätzungen herangezogen um die tatsächlich errechneten Werten zu überprüfen.

Bemerkung 8 Schätzwert für die Auswirkung einer Prämienveränderung auf die NBM

Laut **Gewinnbeteiligungsverordnung 2006** geht ein Prämienüberschuss zu mindestens 85% in die **Rückstellung für Beitragsrück-
erstattung (RfB)** und wird somit dem VN zugeteilt⁶. Entsprechend fließen nur (max.) 15% davon abzüglich 25% Körperschaftsteuer in die NBM ein. Daraus ergibt sich folgende Formel für den Schätzwert⁷
 $\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs}$ (Schätzer für die absolute Änderung der NBM):

$$\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs} = \Delta_{prem}^{rel} \cdot (1 - \text{„RfB-Quote“}) \cdot (1 - \text{„KSt“});$$

Δ_{prem}^{rel} : relative Prämienänderung;

RfB-Quote: mind. 85%;

KSt: 25% Körperschaftsteuer

Bei der Überprüfung ging man nach einem bestimmten Schema vor:

1. Berechnung des prämiengewichteten Bestandsgeschlechterverhältnisses (pro Sparte)
2. Ab-/Aufrunden des prämiengewichteten Bestandsgeschlechterverhältnisses zum nächstgelegenen Unisex-Mix

⁶siehe [FMA2] §2. (1)

⁷Der Schätzwert für die Auswirkung einer Prämienverringerung wird genauso ermittelt.

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

3. Berechnung der Prämien­differenzen zwischen dem gerundeten Bestandsgeschlechterverhältnis und dem Best Estimate \Rightarrow Schätzung der NBM-Änderung
4. Berechnung der Prämien­differenzen zwischen dem Best Estimate und dem Worst Case \Rightarrow Schätzung der NBM-Änderung

Zunächst wurde die prämiengewichtete Geschlechterverteilung des Bestandes pro Sparte berechnet. Das heißt, für jede Sparte wurden die Prämien der Männer und die der Frauen aufsummiert, um anschließend das Verhältnis der beiden Summen zur Gesamtsumme aller Versicherten in einer Sparte zu berechnen. Dieses exakte Verhältnis wurde auf die nächstmögliche Unisex-Mischung gerundet, also z.B. von 22,7% zu 77,3% auf 20 : 80. Somit konnten die geschlechtsabhängigen Prämien durch die entsprechenden Unisex-Prämien ersetzt werden, um dann, von da ausgehend, Prämien- und NBM-Veränderungen vergleichen zu können. Konkret wurde die Prämien­differenz zwischen diesem gerundeten Bestandsgeschlechterverhältnis und dem Best Estimate-Verhältnis und daraus das $\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs}$ berechnet, um dieses mit dem tatsächlich errechneten Delta Δ_{NBM}^{abs} aus den Ergebnissen zu vergleichen. Der gleiche Schritt wurde ebenfalls für Best Estimate und *Worst Case* durchgeführt. Der *Worst Case* ist für Kapital und Risiko ein 0 : 100-Mix, da man in diesem Fall mit 100% Frauensterbewahrscheinlichkeit kalkuliert und somit aufgrund der hohen Lebenserwartungen die geringsten Prämien erzielt. Für Renten bedeuten hohe Lebenserwartungen auch hohe Prämien, daher ist der *Worst Case* für Rentenversicherungen ein 100 : 0-Mix, also mit 100% der kürzeren Lebenserwartungen der Männer. Durch den Vergleich von Best Estimate und Worst Case konnte überprüft werden, welche Auswirkungen ausgehend vom Best Estimate im „schlimmsten Fall“ zu erwarten waren.

6.2.1. Kapital

Die Sparte Kapital verzeichnet basierend auf dem gerundeten Geschlechterverhältnis eine Prämiensumme von 4.167.733,49 Euro. Im Best Estimate beläuft sich die Summe der Prämien auf 4.151.870,93 Euro. Das ergibt ein Δ_{prem}^{rel} von $-0,0038$ und daraus errechnet sich ein Schätzer $\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs}$ von $-0,043\%$. Dem gegenüber steht eine gerechnete Änderung der NBM Δ_{NBM}^{abs} aus der Ergebnistabelle von $-0,056\%$. Im Worst Case beläuft sich die Prämiensumme auf 4.112.622,75 Euro, daraus ergibt sich eine relative Prämien Differenz zum Best Estimate von $\Delta_{prem}^{rel} = -0,0095$ und man erhält für den Schätzwert $\Delta_{NBM}^{abs} = -0,106\%$. Die errechneten NBMs liefern ein Δ_{NBM}^{abs} von $-0,143\%$. In der Tabelle sind die Ergebnisse noch einmal zusammengefasst:

Tabelle 6.2.: Ergebnisse der NBM-Überprüfung für die Kapitalversicherungen

	Änderung der NBM	
	geschätzt	errechnet
Bestandsverhältnis zu Best Estimate	$-0,043\%$	$-0,056\%$
Best Estimate zu Worst Case	$-0,106\%$	$-0,143\%$

Zugehörige Berechnungen:

- Bestandsverhältnis zu Best Estimate

$$\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs} = \underbrace{\left(\frac{4.151.870,93}{4.167.733,49} - 1 \right)}_{=\Delta_{prem}^{rel}} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) = -0,043\%;$$

$$\Delta_{NBM}^{abs} = 1,433\% - 1,489\% = -0,056\%$$

- Best Estimate zu Worst Case

$$\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs} = \underbrace{\left(\frac{4.112.622,75}{4.151.870,93} - 1 \right)}_{=\Delta_{prem}^{rel}} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) = -0,106\%;$$

$$\Delta_{NBM}^{abs} = 1,290\% - 1,433\% = -0,143\%$$

Obwohl die Ergebnisse in Tabelle 5.2 (Seite 41) zunächst angezweifelt wurden zeigt die Überprüfung mit dem Schätzwert, dass die errechneten NBMs im Falle der Kapitalversicherungen für den herangezogenen Bestand der Realität entsprechen.

6.2.2. Renten

Für Rentenversicherung war die Überprüfung etwas schwieriger und umfangreicher. Die Überprüfung mit dem Schätzwert $\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs}$ ist in der folgenden Tabelle dargestellt.

Tabelle 6.3.: Ergebnisse der NBM-Überprüfung für die Rentenversicherungen

	Änderung der NBM	
	geschätzt	errechnet
Bestandsverhältnis zu Best Estimate	0,100%	0,014%
Best Estimate zu Worst Case	-0,365%	-0,054%

Zugehörige Berechnung:

- Bestandsverhältnis zu Best Estimate

$$\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs} = \underbrace{\left(\frac{8.117.119,34}{8.045.561,93} - 1 \right)}_{=\Delta_{prem}^{rel}} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) = 0,100\%;$$

$$\Delta_{NBM}^{abs} = 1,899\% - 1,885\% = 0,014\%$$

- Best Estimate zu Worst Case

$$\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs} = \underbrace{\left(\frac{7.853.980,56}{8.117.119,34} - 1 \right)}_{=\Delta_{prem}^{rel}} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) = -0,365\%;$$

$$\Delta_{NBM}^{abs} = 1,845\% - 1,899\% = -0,054\%$$

Wie man an den Werten in der Tabelle erkennen kann, passen die geschätzten und die errechneten Änderungen der NBMs nicht zusammen. Im Zuge der Ursachenforschung kam nach weiteren Testläufen und Untersuchungen der Gedanke auf, dass der Grund für die geringe NBM-Veränderung in den aufgeschobenen Renten liegen könnte.

- *Rentenversicherungen leisten ab Renteneintritt solange bis der VN stirbt. Deshalb müsste es sich durchaus in der NBM niederschlagen, wenn man beispielsweise die Leistungen für 80% Frauen kalkuliert,*

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

die Prämien jedoch nach einem 60 : 40-Mix berechnet. Denn das würde bedeuten, dass man die Prämien so kalkuliert als hätte man im Bestand einen Frauenanteil von 40% und bei Rentenantritt stellt sich heraus, dass der Frauenanteil nicht 40% sondern 80% beträgt und man nun auch für diesen Anteil Rentenzahlungen leisten muss. Da Frauen eine durchschnittlich höhere Lebenserwartung haben als Männer, ist eine logische Schlussfolgerung, dass in dem angeführten Beispiel die Rückstellungen nicht ausreichen können. -

Für aufgeschobene Renten, vor allem für solche mit langer AD, liegt die tatsächliche Leistung noch sehr weit in der Zukunft. Daher könnte es sein, dass diese Leistungen durch die Diskontierung⁸ nicht ins Gewicht fallen. Eine Leistung im Falle des Todes während der Aufschubdauer hat sicher keine großen Auswirkungen, da es sich hierbei nur um eine Prämienrückzahlung handelt. Um dies überprüfen zu können, wurden nur die sofortbeginnenden laufenden Renten betrachtet. Für diese ergaben sich beim Vergleich zwischen Schätzwert und errechneter Änderung der NBM die Werte in der nachstehenden Tabelle.

Tabelle 6.4.: Ergebnisse der NBM-Überprüfung für die laufenden Renten

	Änderung der NBM	
	geschätzt	errechnet
Bestandsverhältnis zu Best Estimate	0,042%	0,048%
Best Estimate zu Worst Case	-0,336%	-0,400%

Zugehörige Berechnung:

- Bestandsverhältnis zu Best Estimate

$$\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs} = \underbrace{\left(\frac{2.248.214,84}{2.256.626,13} - 1 \right)}_{=\Delta_{prem}^{rel}} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) = 0,042\%;$$

$$\Delta_{NBM}^{abs} = 1,049\% - 1,097\% = 0,048\%$$

⁸Bei der Berechnung des PVFP werden die zukünftigen Leistungen diskontiert.

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

- Best Estimate zu Worst Case

$$\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs} = \underbrace{\left(\frac{2.180.992,55}{2.248.214,84} - 1 \right)}_{=\Delta_{prem}^{rel}} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) = -0,336\%;$$

$$\Delta_{NBM}^{abs} = 0,649\% - 1,049\% = -0,400\%$$

Obwohl die Ergebnisse die Vermutung scheinbar bestätigten, blieb noch immer ein Zweifel: *Selbst wenn die erwarteten Leistungen der aufgeschobenen Renten nur einen geringen Einfluss auf die NBM haben, stellt sich die Frage, was bei den Berechnungen in MoSes mit einem Prämienüberschuss oder Verlust passiert.*

Auch hierfür fand man eine logische Erklärung: *Die zukünftigen Zahlungsströme und demnach auch die zukünftig zu erwartenden Leistungen werden aufgrund der Best Estimate Bewertung aus realistischen Annahmen ermittelt. Für die Berechnung der Prämien gemäß GP-Vorgaben hingegen muss der Ansatz konservativer sein und wird deshalb mit einer Risikomarge versehen. Entsteht dadurch ein Überschuss der nicht benötigt wird, fließt er in eine zusätzliche Reserve⁹ die der Abdeckung des **Langlebigkeitsrisikos**¹⁰ dient. Aus diesem Grund sind trotz großer Prämienunterschieden keine gravierenden Auswirkungen in der NBM erkennbar, da auch Prämienüberschüsse aufgrund unterschiedlicher Mischungen in die zusätzliche Reserve fließen.*

Am Ende des Abschnitts 6.1 (Seite 44 f.) war die Rede davon, dass sich die Prämiensummen der Rentenversicherungen aufgrund ihres großen Volumens sehr stark auf den Gesamtverlauf der Prämiensummen auswirken. Da die NBMs der Renten jedoch nur sehr geringe Änderungen verzeichneten, hatten diese nicht die entsprechende Auswirkung auf den Gesamtverlauf der NBMs. Das Resultat war, dass die Prämiensummen im Gesamten von 0 : 100 nach 100 : 0

⁹Reserve laut GP

¹⁰Die Bedeutung des *Langlebigkeitsrisikos* wird in Bemerkung 9 am Ende dieses Abschnitts ausgeführt.

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

zurückgingen, die NBM jedoch anstieg. Die Tabelle 5.2 (Seite 41) wurde aktualisiert und beinhaltet statt allen Rentenversicherungen nur noch die laufenden Renten. Die aktualisierten Werte sind in der Tabelle 6.5 auf Seite 59 dargestellt.

Durch die neuen NBMs der laufenden Renten haben sich auch die Gesamt-NBMs verändert. Da die laufenden Renten nur einen geringen Teil aller Renten ausmachen ist die Auswirkung auf die Gesamt-NBM nicht mehr so stark. Statt vorher von 1,93% nach 2,09% bewegt sich die Gesamt-NBM nun zwischen 1,91% und 2,37% (von 0 : 100 nach 100 : 0). Die NBMs der laufenden Renten sind etwas geringer als die der gesamten Rentenversicherungen.

Auch die Abbildungen 6.1 (Seite 45) und 6.3 (Seite 46) der Prämienverläufe wurden aktualisiert, da sich logischerweise auch das Prämienvolumen verändert hat. Die Prämiensumme aller Versicherungen steigt nun von 6.454.565,41 Euro auf 6.544.188,99 Euro, da das Prämienvolumen der laufenden Renten nur etwas mehr als die Hälfte aller Rentenversicherungen beträgt und somit der Einfluss auf die Prämiensummen der gesamten Versicherungen nicht so groß ist (siehe Abbildung 6.5 auf Seite 59). Statt einer Prämiensumme von 4.016.872,17 Euro durch den 0 : 100-Mix für die gesamten Renten, verzeichnen die laufenden Renten nur eine Summe von 2.273.344,11 Euro. Diese sinkt auf 2.180.992,55 Euro für 100 : 0 (siehe Abbildung 6.6 auf Seite 60).

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

Tabelle 6.5.: New Business Margins ohne aufgeschobene Renten

Lauf	NBM			
	Gesamt	Kapital	laufende Renten	Risiko
vor Unisex	2,27%	1,49%	1,10%	9,06%
Best Estimate	2,30%	1,43%	1,05%	9,28%
0:100	1,91%	1,29%	1,19%	8,29%
10:90	1,93%			
20:80	1,99%			
30:70	2,04%			
40:60	2,09%			
50:50	2,15%			
60:40	2,20%			
70:30	2,25%			
80:20	2,30%			
90:10	2,35%			
100:0	2,37%	1,49%	0,65%	9,42%

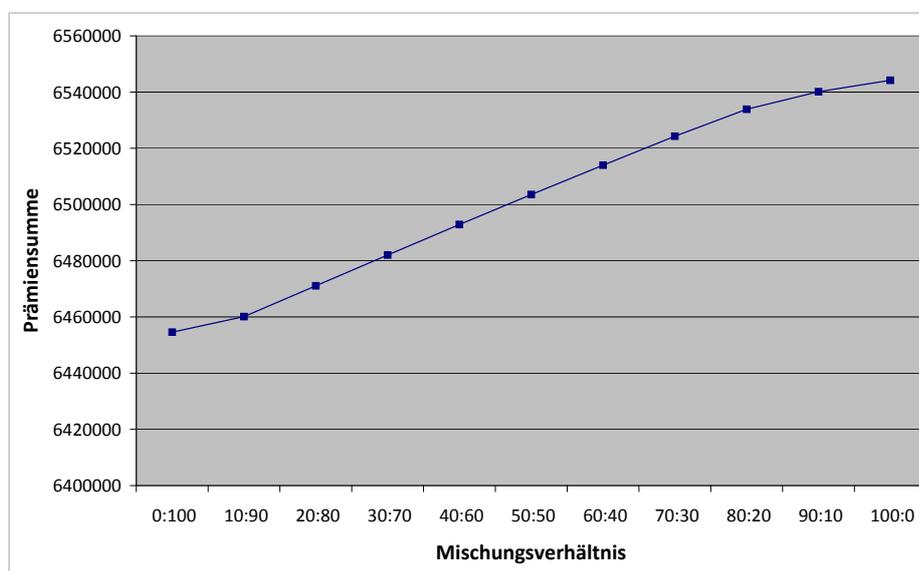


Abbildung 6.5.: Prämienverlauf Gesamt ohne aufgeschobene Renten

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

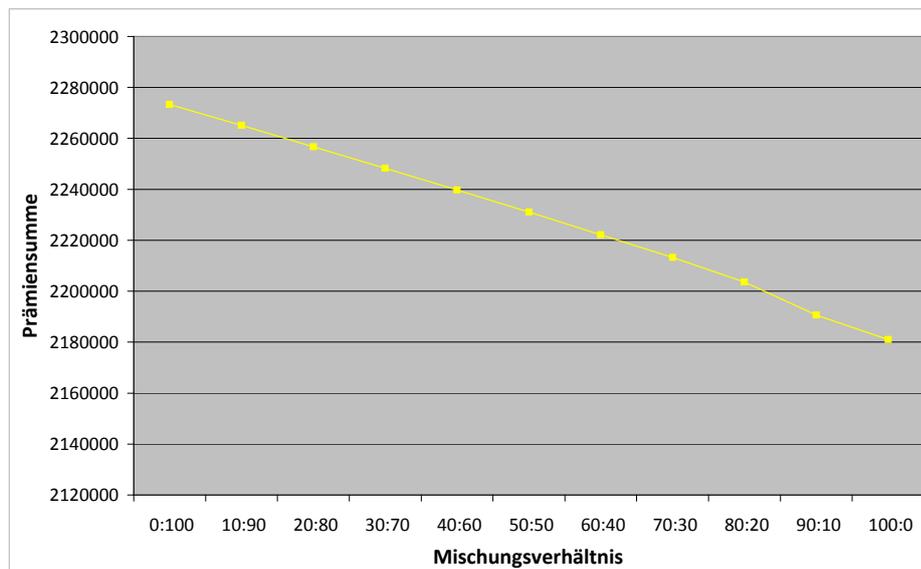


Abbildung 6.6.: Prämienverlauf laufende Renten

Bemerkung 9 *Langlebigkeitsrisiko*

[OV]

2002 haben Jim Oeppen und James W. Vaupel einen Artikel mit dem Titel „Broken Limits to Life Expectancy“ im *Science Magazine*¹¹ veröffentlicht. In dem Artikel geht es um die Widerlegung der Meinung, dass sich die Lebenserwartung einer Grenze nähert.

Diese Meinung wurde mehrfach auch von Experten vertreten. Tatsache ist jedoch, dass die Lebenserwartung von Frauen in 160 Jahren gemessen an dem jeweiligen rekordhaltenden Land, mit einer beständigen Geschwindigkeit von fast drei Monaten pro Jahr gestiegen ist. 1840 lag der Rekord bei einer durchschnittlichen Lebenserwartung schwedischer Frauen von ca. 45 Jahren, 2002 befand sich Japan an der Spitze mit 85 Jahren. Genauere Betrachtungen dieser Rekordle-

¹¹ www.sciencemag.org

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

benserwartung haben gezeigt, dass das Wachstum sowohl für Frauen als auch für Männer linear verläuft, für Männer jedoch etwas langsamer. Der Abstand zwischen den Lebenserwartungen von Männern und Frauen wuchs bis 2002 von 2 Jahren auf 6 Jahre an. Der lineare Sterblichkeitsrückgang lässt sich auf einen stetigen Fortschritt in den Entwicklungen bzw. Veränderungen von Einkommen, Heilsamkeit, Ernährung, Bildung, Hygiene und Medizin, abhängig vom Alter, von unterschiedlichen Perioden, Gruppierungen, Orten oder verschiedenen Erkrankungen zurückführen.

Bislang gab es immer wieder Perioden mit schnelleren Entwicklungen und ebenso welche mit langsamerem Anstieg. Dennoch scheint es nicht so, als würde sich die Lebenserwartung einem Maximum annähern. Vor 1950 kam der Anstieg der Lebenserwartung vor allem aus der Reduktion der Sterblichkeit in jungen Altern, in der zweiten Hälfte des 20. Jahrhunderts hingegen lag die Verbesserung eher in höheren Altern ab 65. Beispielsweise betrug die Lebenserwartung einer 65-jährigen Frau in Japan im Jahr 1950 13 Jahre und die Wahrscheinlichkeit einer 65-Jährigen, das 100. Lebensjahr zu erreichen lag bei 1 zu 100. 2002 hatte die Lebenserwartung schon 22 Jahren erreicht und die Wahrscheinlichkeit lag bei 1 zu 20.

Bezüglich der Grenze der Lebenserwartung gab es mehrere Studien. 1982 berechnete Louis Dublin auf Basis amerikanischer Daten die größtmögliche Sterblichkeitsreduktion und erhielt eine maximale Lebenserwartung für Frauen und Männer von 64,75 Jahren. Zu diesem Zeitpunkt lag die amerikanische Lebenserwartung bei 57 Jahren. Da Dublin die entsprechenden Daten fehlten, wusste er nicht, dass die Lebenserwartung von Frauen in Neuseeland bereits höher war. Ähnlich Dublins Studie gab es 1990 die „Marshalling methods and arguments“, die besagten, dass die Lebenserwartung im Alter 50 35 Jahre nicht überschreiten wird. Diese Grenze wurde schon sechs Jahre später von Frauen in Japan durchbrochen.

Prognosen, die Lebenserwartung betreffend werden benötigt um Ren-

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

ten, Pflegebedarf und andere soziale Bedürfnisse zu ermitteln. Dieser Bedarf steigt mit der Lebenserwartung da eine Folge der steigenden Lebenserwartung die Tatsache ist, dass es mehr ältere Menschen gibt. Es gibt mehrere Möglichkeiten eine Prognose über die Lebenserwartung aufzustellen, die allerdings alle zur gleichen Hauptaussage führen: **Es existiert eine fortwährende Entwicklung des Sterblichkeitsrückgangs auf Basis eines Langzeittrends.**

Drei Erkenntnisse wurden von Oeppen und Vaupel festgehalten.

1. Obwohl immer wieder behauptet wurde, dass die Lebenserwartung eine Grenze erreichen wird, wurde nachgewiesen, dass dies ein Irrtum war.
2. Der Anschein, dass sich die Lebenserwartung auf einem bestimmten Level einpendelt, kommt nur daher, dass immer wieder „Nachzügler aufholen“ und „Vorreiter zurückfallen“.
3. Ein Maximum bzgl. des Wachstums der Lebenserwartung würde bedeuten, dass das Wachstum langsamer werden müsste. Das ist jedoch nicht so, denn in 160 Jahren ist die maximale Lebenserwartung¹² stetig um drei Monate pro Jahr gewachsen.

6.2.3. Risiko

Auch für die Risikoversicherungen war die Überprüfung der Ergebnisse nicht ganz so einfach wie für die Kapitalversicherungen, da wie bei den Renten Schätzwert und tatsächlich errechneter Wert nicht zusammenpassten.

Tabelle 6.6.: Ergebnisse der NBM-Überprüfung für die Risikoversicherungen

	Änderung der NBM	
	geschätzt	errechnet
Bestandsverhältnis zu Best Estimate	0,428%	0,103%
Best Estimate zu Worst Case	-3,073%	-0,993%

¹²gemessen an dem jeweiligen rekordhaltenden Land

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

Zugehörige Berechnung:

- Bestandsverhältnis zu Best Estimate

$$\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs} = \underbrace{\left(\frac{388.046,79}{373.817,40} - 1 \right)}_{=\Delta_{prem}^{rel}} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) = 0,428\%;$$

$$\Delta_{NBM}^{abs} = 9,283\% - 9,180\% = 0,103\%$$

- Best Estimate zu Worst Case

$$\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs} = \underbrace{\left(\frac{282.046,11}{388.046,79} - 1 \right)}_{=\Delta_{prem}^{rel}} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) = -3,073\%;$$

$$\Delta_{NBM}^{abs} = 8,290\% - 9,283\% = -0,993\%$$

Es musste untersucht werden, was in diesem Fall der Grund für die Abweichungen zwischen $\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs}$ und Δ_{NBM}^{abs} sein konnte und es wurde ziemlich schnell eine mögliche Ursache gefunden.

Am Ende des Abschnitts 6.1 (Seite 44 f.) über die Untersuchung der Unisex-Prämien stehen die Prämiensummen der 0 : 100- und 100 : 0-Läufe für alle Sparten einzeln. Errechnet man aus den Summen die relativen Prämiendifferenzen so fällt auf, dass das Δ_{prem}^{rel} für Risiko deutlich höher ist als für Kapital und Renten.

Tabelle 6.7.: Relative Prämiendifferenzen zwischen 0 : 100 und 100 : 0

Sparte		rel. Prämiendifferenz
Kapital	1,375%	= 4.072.113,06/4.016.872,17 - 1
Renten	-4,564%	= 7.686.866,48/8.054.492,09 - 1
Risiko	77,113%	= 291.083,38/164.349,13 - 1

Aufgrund der hohen relativen Prämiendifferenz stellte sich die Frage, ob der Schätzwert im Fall der Risikoversicherungen nicht genügend genau war.

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

Zunächst eine genauere Betrachtung des Schätzers $\tilde{\Delta}_{NBM}^{abs}$:

$$\begin{aligned}
 (1) \tilde{\Delta}_{NBM}^{abs} &= \Delta_{prem}^{rel} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) \\
 (2) \widetilde{NMB}_2 &= NBM_1 + \tilde{\Delta}_{NBM}^{abs} \\
 &= \frac{VNB_1}{PVNBP_1} + \tilde{\Delta}_{NBM}^{abs} \\
 &\stackrel{(1)}{=} \frac{VNB_1}{PVNBP_1} + \Delta_{prem}^{rel} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) \\
 &= \frac{VNB_1 + \Delta_{prem}^{rel} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) \cdot PVNBP_1}{PVNBP_1}
 \end{aligned}$$

Die letzte Zeile der Formel (2) zeigt, dass der Schätzer nur die Auswirkung auf den VNB_1 , nicht jedoch die auf den $PVNBP_1$ im Nenner berücksichtigt. Für Kapital und auch für Renten beträgt die relative Prämien­differenz maximal 1,375% bzw. -4,564%. Sie ist also so gering, dass die Auswirkung auf den $PVNBP_1$ vernachlässigt werden kann. Im Fall der Risikoversicherungen musste überprüft werden, ob ein solcher Schätzer aufgrund der hohen relativen Prämien­differenzen zu ungenau war. Hierfür wurde eine exaktere Formel zum Schätzen der NBM benötigt.

Bemerkung 10 Herleitung

Ausgehend von einer $NBM_1 = \frac{VNB_1}{PVNBP_1}$ wirkt sich eine Prämienänderung Δ_{prem}^{rel} folgendermaßen aus: Das Δ_{prem}^{rel} geht bzgl. $PVNBP_1$ zu maximal 15% in die NBM, da laut Gewinnbeteiligungsverordnung mindestens 85% dem VN zustehen. Zudem werden davon 25% Körperschaftsteuer abgezogen und man erhält für eine NBM_2 , also die NBM nach Auswirkung der Prämienänderung, einen Zähler von

$$VNB_1 + \Delta_{prem}^{rel} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) \cdot PVNBP_1.$$

Der $PVNBP_1$ im Nenner erhöht sich genau um das Δ_{prem}^{rel} , daraus entsteht für die NBM_2 ein Nenner von

$$(1 + \Delta_{prem}^{rel}) \cdot PVNBP_1$$

und man erhält insgesamt folgende Formel:

6. Überprüfung und Auswertung der Ergebnisse

$$\widetilde{NBM}_2 = \frac{VNB_1 + \Delta_{prem}^{rel} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) \cdot PVNBP_1}{(1 + \Delta_{prem}^{rel}) \cdot PVNBP_1}$$

$$=: \widetilde{NBM}^*$$

Mithilfe der \widetilde{NBM}^* konnten die Ergebnisse der Risikoversicherungen erneut überprüft werden.

Tabelle 6.8.: Exakte NBM-Überprüfung für die Risikoversicherungen

	NBM	
	geschätzt	errechnet
Bestandsverhältnis zu Best Estimate	9,255%	9,283%
Best Estimate zu Worst Case	8,544%	8,290%

Zugehörige Berechnung:

- Bestandsverhältnis zu Best Estimate

$$\widetilde{NBM}^* = \frac{325.606,69 + \Delta_{prem}^{rel} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) \cdot 3.547.093,19}{(1 + \Delta_{prem}^{rel}) \cdot 3.547.093,19}$$

$$= 9,255\%$$

mit

$$\Delta_{prem}^{rel} = \frac{388.046,79}{373.817,4} - 1 = 0,038;$$

$$NBM = 9,283\%$$

- Best Estimate zu Worst Case

$$\widetilde{NBM}^* = \frac{340.861,35 + \Delta_{prem}^{rel} \cdot 0,15 \cdot (1 - 0,25) \cdot 3.671.892,55}{(1 + \Delta_{prem}^{rel}) \cdot 3.671.892,55}$$

$$= 8,544\%$$

mit

$$\Delta_{prem}^{rel} = \frac{282.046,11}{388.046,79} - 1 = -0,273;$$

$$NBM = 8,290\%$$

Wie man in der Tabelle 6.8 erkennen kann, war die Überprüfung mit dem exakteren Schätzer \widetilde{NBM}^* erfolgreich.

6.3. Fazit der Ergebnisüberprüfungen

Die Ergebnisüberprüfungen haben gezeigt, dass eine Kalkulation des für die Untersuchungen herangezogenen Bestandes nach der Unisex-Richtlinie tatsächlich zu den errechneten Ergebnissen führen würde. Für die Rentenversicherungen konnte dies aufgrund der Problematik der Langlebigsreserve zwar nur für einen Teil, nämlich für die laufenden Renten rechnerisch nachgewiesen werden, dennoch konnten die Ergebnisse plausibilisiert werden.

Teil III.
Resümee

7. Auswirkungen im Versicherungsunternehmen

Als zunächst nur die Ergebnisse ermittelt waren ohne jedoch überprüft worden zu sein wurden sie im ersten Moment angezweifelt, da man mit viel deutlicheren Auswirkungen gerechnet hatte. Nachdem nun allerdings die „Echtheit“ der Ergebnisse überprüft wurde und nachgewiesen ist, bleibt festzuhalten, dass die Auswirkungen durch die Unisex-Einführung so gering sind, dass selbst im schlimmsten Fall nicht allzu viel passieren kann. Vor allem im Vergleich mit den Risiken die ein VU bereits zu tragen hat, ist das Risiko das Unisex mit sich bringt, eher als gering einzustufen.

Die Untersuchungen wurden mithilfe eines Bestandes durchgeführt der vorab *stabilisiert* wurde. Dies geschah aus einem bestimmten Grund: Man wollte rein den Unisex-Effekt ermitteln, ohne die Wirkung möglicher anderer Effekte die beispielsweise durch Sonderkonditionen oder unterschiedliche Höchstrechnungszinssätze entstehen. Da in der Realität jedoch auch andere Effekte eine Rolle spielen, mussten die Ergebnisse auf einen echten Bestand übertragen werden.

Hierfür wurden die errechneten NBM-Änderungen von Best Estimate zu Worst Case herangezogen, da diese Werte den „schlimmsten Fall“ widerspiegeln.

Tabelle 7.1.: NBM-Änderungen von Best Estimate zu Worst Case

	Kapital	Renten	Risiko
Δ_{NBM}^{abs}	-0,14%	-0,05%	-0,99%

Als realistischer Bestand wurde der geplante Neubestand von 2013

gewählt. Hierbei handelt es sich um ein mithilfe von Erfahrungswerten geplantes Volumen an Neuverträgen klassischer Tarife, also Kapital-, Renten- und Risikotarife.

7.1. Zusätzlich benötigtes Risikokapital für nicht-hedgebare Risiken

Risikokapital für nicht-hedgebare Risiken wird als NHRC bezeichnet, was für *Non-hedgeable Risk Capital* steht. Das NHRC ist ein Teil des *Solvenzkapitals* eines Unternehmens und wird vom Shareholder zur Verfügung gestellt. Dadurch entstehen zusätzliche Kosten, die *Cost of Non-hedgeable Risks* (CNHR)¹.

Solvenzkapital Nach Solvency II setzt sich das Solvenzkapital eines Unternehmens aus dem Minimumsolvenzkapital MCR (minimum capital requirement) und dem Zielsolvenzkapital SCR (solvency capital requirement) bezüglich des der Solvency-Bilanz folgenden Geschäftsjahres zusammen (zur Verdeutlichung siehe Abbildung 7.1² auf Seite 70). Für die Bestimmung des SCR ist zu beachten, dass die Ruinwahrscheinlichkeit des Unternehmens für das Folgejahr maximal 0,5% betragen darf.

Folgende Formel wird für die Berechnung des Solvenzkapitals für versicherungstechnische Rückstellungen welche zu den nicht-hedgebaren Rückstellungen gehören herangezogen:

$$SCR_{\alpha}(X) = VaR_{\alpha}(X) - \mu$$

$SCR_{\alpha}(X)$ ist das SCR für ein Risiko X zum Risikoniveau α und wird aus der Differenz eines geeigneten Risikomaßes und den im Unternehmen vorhandenen Eigenmitteln gebildet. Solvency II gibt für das geeignete Risikomaß den Value at Risk vor. $VaR_{\alpha}(X)$ ist demnach der Value at Risk zu einem jährlichen Risiko X und stellt den Schwellenwert dar, der nur mit Wahrscheinlichkeit α überschritten wird. Das

¹siehe Abschnitt 5.1.5 auf Seite 28

²Bei dieser Abbildung handelt es sich um eine eigene Darstellung, modifiziert nach [AP1].

7. Auswirkungen im Versicherungsunternehmen

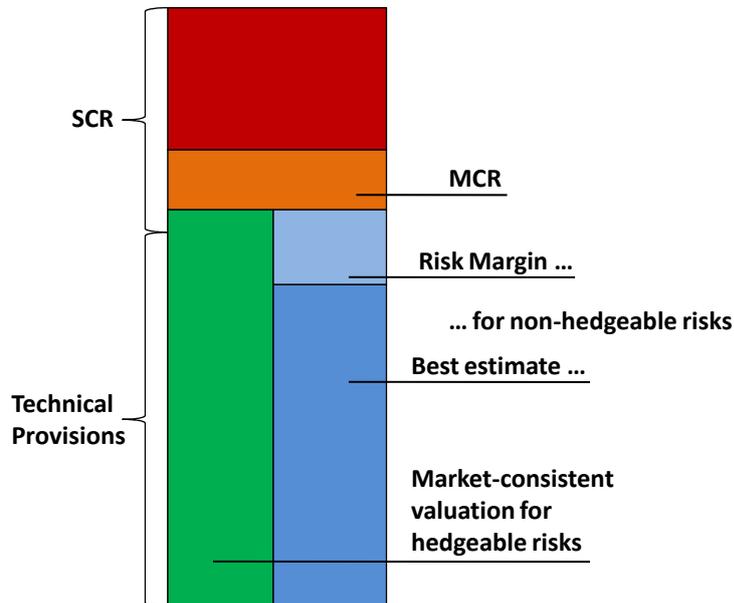


Abbildung 7.1.: Passivseite der Solvenz-Bilanz

α muss laut Solvency II mit 0,5% angesetzt werden, für μ werden typischerweise die jährlichen Prämieinnahmen herangezogen.

Im Rahmen der QIS 4³ wurden zur Berechnung des SCR im ersten Schritt für versicherungstechnische Risiken und Marktrisiken individuelle SCR berechnet. Im zweiten Schritt wurden diese SCR-Werte über die *Kovarianzformel*⁴ aggregiert, dabei wurden Diversifikationseffekte⁵ auf Basis vorgegebener Korrelationen zwischen Geschäftsfeldern und Marktrisiken berücksichtigt. Als drittes wurde ein SCR für operationale Risiken addiert⁶. (vgl. [AP1] und [FMA3])

³QIS = Quantitative Impact Study: Vor der endgültigen Umsetzung von Solvency II wurden Feldstudien zur Untersuchung der Berechnung der zukünftigen Solvenzkapitalanforderung durchgeführt.

⁴siehe Bemerkung 11 auf Seite 71

⁵Diversifikationseffekte bedeuten, dass das benötigte Gesamt-SCR geringer ist als die Summe der einzelnen SCR.

⁶In der QIS 5 blieben diese Berechnungen prinzipiell gleich. Es wurde ebenfalls ein modularer Ansatz für individuelle SCR der Marktrisiken und der versicherungstechnischen Risiken gewählt, aggregiert, diversifiziert und durch ein SCR für operationale Risiken erweitert. (siehe [FMA3], Seite 48 - 52)

Bemerkung 11 Kovarianzformel

[AP2]

Für die Summe S zweier Risiken X und Y mit gemeinsamer bivariater Normalverteilung gilt:

$$S = X + Y$$

ist normalverteilt.

Definition 1 Varianz von S

Die Varianz von S ergibt sich aus

$$\text{Var}(S) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2 \cdot \text{Cov}(X, Y)$$

$\text{Cov}(X, Y)$ ist die Kovarianz zwischen x und y .

Definition 2 Kovarianz von S

Mit der Korrelation ρ zwischen X und Y , $\rho \in [-1, 1]$ gilt für die Kovarianz:

$$\text{Cov}(X, Y) = \rho \cdot \text{Var}(X) \cdot \text{Var}(Y)$$

Es folgt für die Eigenkapitalanforderung $\text{SCR}_\alpha(S)$:

Definition 3 Kovarianzformel

$\text{SCR}_\alpha(S)$ zum Risikoniveau α für das Summenrisiko S ist proportional zur Streuung $\sqrt{\text{Var}(S)}$, daher gilt:

$$\text{SCR}_\alpha(S) = \sqrt{\text{SCR}_\alpha(X)^2 + \text{SCR}_\alpha(Y)^2 + 2 \cdot \rho \cdot \text{SCR}_\alpha(X) \cdot \text{SCR}_\alpha(Y)} \quad (7.1)$$

((7.1) gilt entsprechend für mehr als zwei Risiken)

Definition 4 Kovarianzformel für ρ strikt kleiner als 1

Falls $\rho \in [-1, 1)$ gilt:

$$\begin{aligned} \text{SCR}_\alpha(S) &< \sqrt{\text{SCR}_\alpha(X)^2 + \text{SCR}_\alpha(Y)^2 + 2 \cdot \text{SCR}_\alpha(X) \cdot \text{SCR}_\alpha(Y)} \\ &= \sqrt{(\text{SCR}_\alpha(X) + \text{SCR}_\alpha(Y))^2} \\ &= \text{SCR}_\alpha(X) + \text{SCR}_\alpha(Y) \end{aligned}$$

Im Fall $\rho < 1$ tritt ein Diversifikationseffekt auf.

7. Auswirkungen im Versicherungsunternehmen

Durch Unisex entsteht ein weiteres versicherungstechnisches Risiko, das als zusätzliches NHRC im Solvenzkapital berücksichtigt werden muss. Aus diesem Grund wurde das individuelle SCR für das Unisex-Risiko mithilfe der Δ_{NBM}^{abs} für die drei Sparten aus der Tabelle 7.1 auf Seite 68 und der Prämienbarwerte $PVNBP_{2013}$ (ebenfalls Spartenabhängig) des für 2013 geplanten Neugeschäftsvolumens geschätzt.

$$SCR_{Unisex}^* = (\Delta_{NBM}^{abs})^* \cdot PVNBP_{2013}^*$$

-Der Schätzer stellt die NBM-Verschlechterung im Worst Case bzgl. des Barwertes der zukünftig zu erwartenden Prämien dar, also den Prämienverlust im schlimmsten Fall. -

Die SCR_{Unisex}^* wurden für die einzelnen Sparten geschätzt und anschließend zu SCR_{Unisex} aufsummiert. Um Diversifikationseffekte zu berücksichtigen, wurde ein Diversifikationsfaktor⁷ f_{div} angewandt. Durch

$$SCR_{Unisex} \cdot f_{div} = NHRC_{zus}$$

erhielt man somit das zusätzlich benötigte Risikokapital für nicht-hedgebare Risiken $NHRC_{zus}$.

7.2. Zusätzliche Cost of Non-hedgeable Risks⁸

Cost of Non-hedgeable Risks sind Kosten die durch Non-hedgeable Risk Capital entstehen. Diese Kosten stellen eine Verzinsung des NHRC das vom Shareholder zur Verfügung gestellt wird dar. Da konkret die CNHR gesucht werden, die zur Finanzierung des NHRC für das Unisex-Risiko benötigt werden, ging man folgendermaßen vor: Das zusätzliche Risikokapital $NHRC_{zus}$ wurde zunächst spartenabhängig ermittelt.

$$SCR_{Unisex}^* \cdot f_{div} = NHRC_{zus}^*$$

⁷Die Diversifikationseffekte der verschiedenen Risiken werden grundsätzlich über die Kovarianzformel bzw. aufgrund der Anzahl der Risiken über eine Kovarianzmatrix aggregiert. Im Fall des Unisexrisikos wurde für die Schätzung des zusätzlichen NHRC ein Diversifikationsfaktor verwendet, der die Diversifikationseffekte widerspiegelt.

⁸CNHR ist eine alternative Bezeichnung für die Risk Margin in der Abbildung 7.1 auf Seite 70.

Ebenfalls spartenabhängig wurde ein passender Faktor g^* bestimmt, der die Verzinsung darstellt. Mit

$$NHRC_{zus}^* \cdot g^* = CNHR_{zus}^*$$

konnte so ein zusätzliches CNHR für jede Sparte und durch Summierung dieser $CNHR_{zus}^*$ das zusätzlich benötigte gesamte CNHR $CNHR_{zus}$ berechnet werden.

7.3. Maximale New Business Margin-Verschlechterung

Entstehen durch die Bereitstellung von NHRC zusätzliche CNHR, so hat dies Auswirkungen auf die NBM. Die NBM wurde in Abschnitt 5.1.5 auf Seite 28 definiert als

$$NBM = \frac{VNB}{PVNBP} = \frac{PVFP - CReC - O\&G - CNHR}{PVNBP}.$$

Das bedeutet, dass sich zusätzliche CNHR negativ auf die NBM auswirken. Der nächste Schritt galt der Berechnung der NBM-Änderung aufgrund der zuvor berechneten zusätzlichen CNHR. Nach der Formel

$$\Delta_{NBM_{2013}}^{abs} = -\frac{CNHR_{zus}}{PVNBP_{2013}} \quad (7.2)$$

erhielt man eine NBM-Änderung von $-0,04\%$, also eine Verschlechterung.

7.4. Auswirkung auf den Value of New Business at Risk

7.4.1. Was ist der Value of New Business at Risk?

[All2]

Die Allianz bewertet das Risiko des Neugeschäfts mithilfe von Sensitivitäten unterschiedlicher Risikokategorien. Allerdings gibt es keine Sensitivität, die alle Risiken des Neugeschäfts kombiniert darstellt. Deshalb wurde der *Value of New Business at Risk* (VNB@Risk) entwickelt. Er ermöglicht die Bewertung der Belastbarkeit des VNB

unter dem Einfluss marktabhängiger und marktunabhängiger Entwicklungen. Im VNB@Risk werden VNB Sensitivitäten bezüglich einzelner Risikofaktoren mit der Shock-Kalibrierung und Diversifikation im Risikomodell kombiniert. Das bedeutet vereinfacht, dass der tatsächliche VNB und der VNB für den Fall, dass alle Risiken gleichzeitig eintreten berechnet werden. Dies geschieht jedes Quartal. Die Differenz aus dem tatsächlichen VNB und dem VNB nach diesem „Schock“ ergibt den VNB@Risk zu einem vorgegebenen Konfidenzniveau. Je größer also der VNB@Risk, umso spürbarer sind die Auswirkungen der Risiken auf das Neugeschäft.

7.4.2. Auswirkung

Entsprechend der Gleichung (7.2) (Seite 73) wurden zunächst spartenabhängige $(\Delta_{NBM_{2013}}^{abs})^*$ berechnet. Mit den NBMs NBM_{BE}^* für den Best Estimate aus der Tabelle 5.2 (Seite 41) erhielt man mit der Gleichung

$$(\Delta_{NBM_{2013}}^{rel})^* = \frac{(\Delta_{NBM_{2013}}^{abs})^*}{NBM_{BE}^*}$$

die jeweiligen relativen Änderungen der erwarteten NBMs nach Best Estimate. Hieraus konnte die relative Gesamtauswirkung auf den VNB berechnet werden.

$$\Delta_{VNB_{2013}}^{rel} = \frac{\Delta_{PVNBP_{2013}}^{Kap} + \Delta_{PVNBP_{2013}}^{Ren} + \Delta_{PVNBP_{2013}}^{Ris}}{PVNBP_{2013}^{ges}} \quad (7.3)$$

mit

$$\Delta_{PVNBP_{2013}}^{Kap} = (\Delta_{NBM_{2013}}^{rel})^{Kap} \cdot PVNBP_{2013}^{Kap}$$

$$\Delta_{PVNBP_{2013}}^{Ren} = (\Delta_{NBM_{2013}}^{rel})^{Ren} \cdot PVNBP_{2013}^{Ren}$$

$$\Delta_{PVNBP_{2013}}^{Ris} = (\Delta_{NBM_{2013}}^{rel})^{Ris} \cdot PVNBP_{2013}^{Ris}$$

$$Kap := Kapital, Ren := Renten, Ris := Risiko$$

$\Delta_{PVNBP_{2013}}^*$ ist die relative NBM-Verschlechterung pro Sparte bzgl. des entsprechenden Prämienbarwertes und somit ergibt sich aus der Gleichung (7.3) das Verhältnis des maximalen Prämienbarwertverlustes zum Gesamtprämienbarwert. Reduziert sich der PVNBP so auch der PVFP und somit auch der VNB.

Im konkreten Fall des geplanten Neugeschäfts 2013 erhielt man aus (7.3) eine zusätzliche Sensitivität mit einem relativen Ausschlag auf den VNB von $-1,3\%$. Dieser relative Ausschlag wurde nachträglich in die VNB@Risk Berechnungen des Reportings aus dem zweiten Quartal 2012 aufgenommen. Da ein Wert von $-1,3\%$ als relativer Ausschlag auf den VNB sehr gering ist, war auch lediglich eine minimale Auswirkung auf den VNB@Risk erkennbar. Die Erhöhung des VNB@Risk durch das Unisex-Risiko war demnach kaum spürbar, sodass man ihn nach Vorgaben der aktuellsten VNB@Risk Guidelines noch immer als unproblematisch einstufen konnte.

7.5. Zusätzliche Auswirkung durch die Höchstrechnungszinssenkung

[FMA4]

Die Höchstzinssatzverordnung für Lebensversicherungen schreibt den höchsten zulässigen garantierten Mindestzinssatz in der Lebensversicherung vor. Er richtet sich nach den Kapitalmarktzinsen und wird für die Berechnung der versicherungstechnischen Rückstellungen benötigt. Gleichzeitig mit der Umsetzung der Unisex-Richtlinie am 21. Dezember 2012 muss der Höchstrechnungszinssatz in der Lebensversicherung von bisher 2% auf $1,75\%$ gesenkt werden. Das besagt die Novelle der FMA-Höchstzinssatzverordnung die im *BGBI. II Nr. 354/2012* veröffentlicht wurde. Der Grund für die Senkung des Höchstzinssatzes ist der seit Jahren andauernde Abwärtstrend der Kapitalmarktzinsen. (siehe [FMA4])

Kapitalerträge eines VU entstehen durch die Veranlagung am Kapitalmarkt. Die versicherungstechnischen Rückstellungen hingegen werden mit dem Höchstrechnungszins verzinst, da dies der dem VN garantierte Zins ist. Die daraus entstehende Differenz, also die Differenz zwischen tatsächlich eingenommenen und dem Kunden garantierten Erträgen, geht in Teilen an VN und VU. Die Senkung des

Höchstrechnungszinses richtet sich zwar nach dem seit Jahren andauernden Abwärtstrend des Kapitalmarktzinses, dennoch bedeutet dies nicht, dass der Kapitalmarktzins genau zum Zeitpunkt der Höchstrechnungszinssenkung ebenfalls um 0,25% niedriger liegt. Daher wird die Differenz zwischen tatsächlich eingenommenen und dem Kunden garantierten Erträgen zunächst größer. Dies schlägt sich sowohl in der RfB als auch im PVFP und dadurch auch in der NBM nieder.

Im Abschnitt 5.1.1 (Seite 21 f.) war die Rede davon, dass die gemischten Sterbetafeln sowohl für den Rechnungszins 2% als auch für 1,75% erstellt wurden, um, falls notwendig, auch Vergleichsrechnungen mit Rechnungszins 1,75% durchführen zu können. Von dieser Möglichkeit wurde am Ende der Untersuchungen Gebrauch gemacht. Aufgrund von Erfahrungswerten vergangener Rechnungszinssenkungen wurde die Verbesserung der NBM durch die Rechnungszinssenkung auf 0,3% geschätzt. Diese Schätzung wurde für das Best Estimate-Mischungsverhältnis überprüft. Im Best Estimate mit 2% Rechnungszins erhielt man eine Gesamt-NBM von 2,08%⁹. Mit dem neuen Rechnungszins bzw. den entsprechenden Tafeln wurden neue Prämien, die zugehörige MoSes-Matrix und anschließend die NBM zu 2,41% berechnet. Die Differenz zwischen 2,41% und 2,08% beträgt 0,33%, was die Schätzung von 0,3% bestätigte.

7.6. Besonderheit bei Rentenversicherungen

[DW] Seite 387 und [FMA1] Seite 2 & 3

Laut §20 VAG ist für Lebensversicherungen ein Deckungsstock in Höhe des Deckungserfordernisses (§ 19 VAG) zu bilden, mit Ausnahme des in Rückversicherung übernommenen Geschäfts. Das Deckungserfordernis umfasst in der Lebensversicherung die Deckungsrückstellung, die Prämienüberträge, die Rückstellung für noch nicht

⁹siehe Tabelle 5.2 auf Seite 41

abgewickelte Versicherungsfälle und die Rückstellung für erfolgsabhängige Prämienrückerstattung. Nach Abs 3 von §20 muss das Deckungserfordernis stets voll erfüllt sein und bei Bedarf auch während des Jahres aufgefüllt werden. Ein solcher Bedarf entsteht beispielsweise in der Rentenversicherung durch die Erhöhung der Deckungsrückstellung, aufgrund neuer bzw. aktualisierter Rechnungsgrundlagen. Diese Auffüllung einer zu geringen Deckungsrückstellung wird als *Rentennachdotierung* bezeichnet. (siehe [DW] Seite 387)

Die Notwendigkeit der Rentennachdotierung entstand zum Beispiel im Zuge der Einführung der AVÖ 2005R, bzgl. bestehender Versicherungsverträge. Denn durch den Unterschied zwischen den ursprünglich zugrunde gelegten Rechnungsgrundlagen und den aktuelleren der AVÖ 2005R welche geringere Sterblichkeiten beinhaltet entstand eine Lücke in der Deckungsrückstellung, die es aufzufüllen galt. (siehe [FMA1] Seite 2 & 3)

Eine solche Problematik könnte auch im Zuge der Einführung der Unisex-Rechnungsgrundlagen entstehen. In diesem Fall betrifft es keine laufenden Verträge, da die Unisex-Rechnungsgrundlagen nur für Neuabschlüsse gelten. Jedoch besteht die Gefahr, dass sich der Bestand an Neuzugängen gravierend anders entwickelt als erwartet, sodass die Sicherheitszuschläge nicht ausreichen um genügend Reserven bilden zu können. Somit wäre keine ausreichende Deckungsrückstellung vorhanden was zur Folge hätte, dass nachdotiert werden müsste um allen Leistungszusagen nachkommen zu können¹⁰.

¹⁰Zu Beginn vereinbarte Prämien- und Leistungszusagen dürfen nicht mehr geändert werden.

8. Auswirkungen für VersicherungsnehmerInnen

8.1. Auswirkung durch die Unisex-Einführung

[Pan]

Schon seit einiger Zeit wird viel darüber spekuliert, welche Auswirkungen die Umstellung auf Unisextarife für VN hat. Beispielsweise wurde in der *Welt* (online) Ende 2011 ein Artikel über eine Studie des Beratungsunternehmens Oxera im Auftrag des Gesamtverbandes der deutschen Versicherungswirtschaft *GDV* veröffentlicht. In der Studie wurde die bevorstehende Prämienentwicklung durch Unisextarife untersucht.

Zukünftig werden Frauen für Risikolebens- und Kfz-Versicherungen mehr zahlen und Männer weniger. In der Kfz-Versicherung betrifft dies vor allem junge VN, da gerade junge Männer im Durchschnitt viel mehr Unfälle verursachen als junge Frauen. In der privaten Rentenversicherung wird es umgekehrt sein. Männer müssen mehr zahlen und Frauen weniger. Es stellt sich die Frage, ob man bei dieser Umstellung von mehr Gerechtigkeit für Männer und Frauen sprechen kann. Denn die höchste Beitrags-Leistungsgerechtigkeit erhält man bei risikogerechter Tarifierung, was durch Berücksichtigung des Geschlechts auf jeden Fall gegeben ist.

Mit der Umstellung auf Unisextarife werden Frauen in der Lebensversicherung das höhere Risiko der Männer, das durch die geringere Lebenserwartung entsteht, mittragen müssen. Umgekehrt ist es in der Rentenversicherung. Hier stellen Frauen das höhere Risiko dar da sie eine höhere Lebenserwartung haben. Dieses Risiko muss nach der

Umstellung durch die Männer mitgetragen werden.

Prinzipiell sollte der Schadenaufwand nur auf die VN umverteilt und demnach nicht höher werden und somit dürften auch die Prämien in Summe nicht steigen. Verbraucherschützer befürchten jedoch, dass das Prämienniveau insgesamt steigen wird, da Unternehmen versuchen könnten, aus der Umstellung auf Unisextarife Kapital zu schlagen. (vgl. [Pan])

Aktuell lassen sich nur Vermutungen darüber aufstellen, wie die Auswirkungen für VN tatsächlich aussehen werden. Es wird damit zu rechnen sein, dass wie in der Studie untersucht Lebens- und Kfz-Versicherungen für Frauen und private Rentenversicherungen für Männer teurer werden. Wie hoch die Prämienunterschiede jedoch konkret sein werden, wird sich erst nach der Einführung der Unisextarife zeigen. Da es keine vorgeschriebene einheitliche Kalkulationsmethode gibt, lässt sich dies auch nicht pauschal vorhersagen bzw. berechnen. Auch bzgl. der Befürchtung der Verbraucherschützer, dass die Prämien teurer werden weil VU Profit machen wollen lässt sich noch keine konkrete Aussage treffen. Eine geringe Erhöhung wird unvermeidbar sein, da VU zusätzliche Risiken¹ einkalkulieren und daher die Sicherheitszuschläge anpassen müssen. Gegen eine Prämienenerhöhung aus Profitgründen seitens der Unternehmen spricht jedoch die Konkurrenzfähigkeit. VU konkurrieren untereinander und zusätzlich besteht ein Konkurrenzkampf zwischen Versicherungen und Banken. Vor allem die Konkurrenz, die Banken darstellen, ist durch Unisex für VU nicht einschätzbar (vgl. Punkt drei der „Risiken“ in Kapitel 4 auf Seite 18 f.). Um konkurrenzfähig zu bleiben, werden VU deshalb vermutlich keine unnötig hohen Prämien verlangen.

¹Fehleinschätzung der Bestandsentwicklung, ungünstige Selektionseffekte und eine mögliche Sterblichkeitstrendänderung durch die neue Volkszählung (siehe „Risiken“ in Kapitel 4 auf Seite 18 f.).

8.2. Auswirkung durch die Höchstrechnungszinssenkung

Die Senkung des Höchstrechnungszinssatzes wird für den VN deutlicher zu spüren sein als die Umstellung auf Unisextarife. Denn eine Senkung des, dem VN garantierten Zinses wirkt sich direkt auf die Prämie aus. Auf Seite 47 f. sind zwei Beispiele angeführt die zeigen, wie sich die Prämie einer Kapitallebensversicherung mit EF- und TF-Schutz², basierend auf einer Kalkulation mit Unisex-Rechnungsgrundlagen und einem Zins von 2% gegenüber einem Zins von 1,75% verhält. Im ersten Beispiel erhält man für eine VS von 10.000 Euro bei einem EA von 30 Jahren und einer LZ von 20 Jahren mit Rechnungszins 2% eine Unisex-Nettojahresprämie von 409,52 Euro. Mit einem Zins von 1,75% steigt diese Prämie um 11,10 Euro auf 420,62 Euro an. In dem Beispiel wurden zudem die geschlechtsabhängigen Prämien mithilfe aktuellster Rechnungsgrundlagen aus der Sterbetafel 2000/2002 berechnet. Für eine Frau ergab sich eine Prämie von 407,09 Euro und für einen Mann von 411,14 Euro. Kapitalversicherungen sind nicht sehr stark abhängig vom Geschlecht, weshalb die Prämien Differenz zwischen Mann und Frau und entsprechend die Differenz zur Unisex-Prämie nicht sehr groß ist. Dennoch macht das Beispiel deutlich, dass die Auswirkung der Rechnungszinssenkung viel gravierender ist als die der Unisex-Einführung.

²gemischte Versicherung

9. Abschließendes Fazit

Zusammenfassend ist festzuhalten, dass die Umsetzung der Unisex-Richtlinie sowohl für die VN als auch für VU eine enorme Umstellung mit sich bringt, die mit Sicherheit eine gewisse Zeit der *Eingewöhnung* benötigt. Vielleicht führen neue Studien und Statistiken dazu, dass in Zukunft andere Faktoren als das Geschlecht verwendet werden können, die ebenfalls eine „gerechte“ Risikodifferenzierung ermöglichen.

Literaturverzeichnis

- [All1] Allianz SE (2012): *Group financial results 1Q 2012*. Online im Internet, URL: https://www.allianz.com/media/investor_relations/en/conferences/analysts_conferences/documents/2012_q1/q112_presentation.pdf [Stand: 26.11.2012]
- [All2] **Unveröffentlichte Quelle** (liegt der Autorin vor)
Allianz Group Actuarial (2012): *Value of New Business at Risk (VNB@Risk) Guidelines*
- [AP1] acs actuarial solutions GmbH und Pfeifer, Prof. Dr. Dietmar: *Solvenzkapital*. Online im Internet, URL: http://www.solvency-ii-kompakt.de/files/print_files/SII-kompakt_Solvenzkapital.pdf [Stand: 26.11.2012]
- [AP2] acs actuarial solutions GmbH und Pfeifer, Prof. Dr. Dietmar: *Kovarianzformel (Wurzelformel)*. Online im Internet, URL: http://www.solvency-ii-kompakt.de/files/print_files/sii-kompakt_kovarianzformel_wurzelformel.pdf [Stand: 26.11.2012]
- [ASS] ASSEKURATA Assekuranz Rating-Agentur GmbH: *Bewertung versicherungstechnischer Verpflichtungen*. Online im Internet, URL: http://www.solvency-ii-kompakt.de/files/print_files/SII-kompakt_Versicherungstechnische_Verpflichtungen.pdf [Stand: 26.11.2012]
- [AVÖ1] Aktuarvereinigung Österreichs (Kainhofer, Predota, Schmock) (2005): *Die neue österreichische Rententafel AVÖ 2005R*. Online im Internet, URL: http://avoe.at/pdf/KainhoferPredotaSchmock_AVOe2005R_Versicherungswirtschaft.pdf [Stand: 26.11.2012]

- [AVÖ2] Aktuarvereinigung Österreichs (2012): *Konstruktion der Unisex-Rententafel AVÖ 2005 R unisex Veröffentlichung (PDF)*. Online im Internet, URL: http://avoe.at/avoe_rechnungsgrundlagen.html [Stand: 26.11.2012]
- [Ben] Benari, Gideon (2011): *Liquidity premium and illiquidity premium in the insurance context*. Online im Internet, URL: <http://solvencyiiwire.com/liquidity-premium-and-illiquidity-premium-in-the-insurance-context/979> [Stand: 26.11.2012]
- [BS] Bröse, Kurt und Schmetzke, Rudolf et al. *Tabellen- und Formelsammlung zur Finanz- und Lebensversicherungsmathematik*. VVW, Karlsruhe, 1985.
- [CEI] Committee of European Insurance and Occupational Pension Supervisors (2009): *CEIOPS' Advice for Level 2 Implementing Measures on Solvency II: Technical Provisions - Article 86 b - Risk-free interest rate term structure*. Online im Internet, URL: https://eiopa.europa.eu/fileadmin/tx_dam/files/consultations/consultationpapers/CP40/CEIOPS-L2-Final-Advice-on-TP-Risk-free-rate.pdf [Stand: 26.11.2012]
- [CFO] European Insurance CFO Forum (2009): *Market Consistent Embedded Value Principles*. Online im Internet, URL: http://www.cfoforum.eu/downloads/MCEV_Principles_and_Guidance_October_2009.pdf [Stand: 26.11.2012]
- [DW] Doralt, Werner und Weilingner, Gerlinde. *KODEX Versicherungsrecht*. LexisNexis, Wien, 15. Auflage, 2011

- [EU04] Amtsblatt der Europäischen Union (2004): *RICHTLINIE 2004/113/EG DES RATES vom 13. Dezember 2004 zur Verwirklichung des Grundsatzes der Gleichbehandlung von Männern und Frauen beim Zugang zu und bei der Versorgung mit Gütern und Dienstleistungen*. Online im Internet, URL: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2004:373:0037:0043:DE:PDF> [Stand: 26.11.2012]
- [EU06] Amtsblatt der Europäischen Union (2006): *RICHTLINIE 2006/54/EG DES EUROPÄISCHEN PARLAMENTS UND DES RATES vom 5. Juli 2006 zur Verwirklichung des Grundsatzes der Chancengleichheit und Gleichbehandlung von Männern und Frauen in Arbeits- und Beschäftigungsfragen (Neufassung)*. Online im Internet, URL: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2006:204:0023:0036:de:PDF> [Stand: 26.11.2012]
- [EU09] European Union (2009): *DIRECTIVE OF THE EUROPEAN PARLIAMENT AND OF THE COUNCIL on the taking-up and pursuit of the business of Insurance and Reinsurance (Solvency II) (recast)*. Online im Internet, URL: <http://register.consilium.europa.eu/pdf/en/09/st03/st03643-re01.en09.pdf> [Stand: 26.11.2012]
- [EU12] Amtsblatt der Europäischen Union (2012): *Leitlinien zur Anwendung der Richtlinie 2004/113/EG des Rates auf das Versicherungswesen im Anschluss an das Urteil des Gerichtshofs der Europäischen Union in der Rechtssache C-236/09 (Test-Achats)*. Online im Internet, URL: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:C:2012:011:0001:0011:DE:PDF> [Stand: 26.11.2012]

- [FMA1] Finanzmarktaufsichtsbehörde (2005): *Rundschreiben betreffend Nachreservierung von Rentenverträgen, der Bildung von Rückstellungen in der Risiko- und Dread Disease-Versicherung, zur rechtzeitigen Vorlage von versicherungsmathematischen Grundlagen und zu biometrischen Grundlagen für Risiken außerhalb Österreichs*. Online im Internet, URL: http://www.fma.gv.at/typo3conf/ext/dam_download/secure.php?u=0&file=2288&t=1353747897&hash=6b86e4be50ecefbdbeadfafc6c852a1 [Stand: 26.11.2012]
- [FMA2] Finanzmarktaufsichtsbehörde (2006): *398. Verordnung der Finanzmarktaufsichtsbehörde (FMA) über die Gewinnbeteiligung in der Lebensversicherung (Gewinnbeteiligungsverordnung - GBVVU)*. Online im Internet, URL: http://www.fma.gv.at/typo3conf/ext/dam_download/secure.php?u=0&file=227&t=1351170395&hash=8fd3ad139f3fd644397b74d8bbf245bb [Stand: 26.11.2012]
- [FMA3] Finanzmarktaufsichtsbehörde (2011): *QIS 5 Ergebnisreport Österreich*. Online im Internet, URL: http://www.fma.gv.at/typo3conf/ext/dam_download/secure.php?u=0&file=3910&t=1351875440&hash=569bd9d708a93ab9d42ff3892838ab4f [Stand: 26.11.2012]
- [FMA4] Finanzmarktaufsichtsbehörde (2012): *PRESSEMITTEILUNG FMA senkt den höchsten zulässigen garantierten Mindestzinssatz in der Lebensversicherung auf 1,75 Prozent*. Online im Internet, URL: http://www.fma.gv.at/fileadmin/media_data/1_Ueber_die_FMA/3_Presse/1_Pressemitteilungen/Deutsch/2012/30102012_pm_h%C3%B6chstzinssatzverordnung.pdf [Stand: 26.11.2012]

- [Jus] JUSLINE GmbH (2012): § 22 KStG Steuersätze. Online im Internet, URL: http://www.jusline.at/22_Steuersätze_KStG.html [Stand: 26.11.2012]
- [NW] Nachtigall, Christof und Wirtz, Markus. *Wahrscheinlichkeitsrechnung und Inferenzstatistik*. Juventa, Weinheim/München, 5. Auflage, 2009.
- [OV] Oeppen, Jim und Vaupel, James W. (2002): *Broken Limits to Life Expectancy*. Online im Internet, URL: <http://user.demogr.mpg.de/jwv/pdf/scienceMay2002.pdf> [Stand: 26.11.2012]
- [Pan] Panitz, Lina (2011): *Unisex-Tarife dürften Prämien für alle teurer machen*. Online im Internet, URL: <http://www.welt.de/finanzen/verbraucher/article13756124/Unisex-Tarife-duerften-Praemien-fuer-alle-teurer-machen.html> [Stand: 26.11.2012]
- [Sta] STATISTIK AUSTRIA (2012): *Gestorbene (Sterbefälle)*. Online im Internet, URL: http://www.statistik.at/web_de/statistiken/bevoelkerung/sterbefaelle/index.html [Stand: 26.11.12]

Erklärung über die selbstständige Anfertigung der Master-Thesis

Hiermit erkläre ich, dass ich die vorliegende Arbeit selbstständig und ohne fremde Hilfe verfasst und keine anderen als die angegebenen Hilfsmittel verwendet habe. Insbesondere versichere ich, dass ich alle wörtlichen und alle sinngemäßen Übernahmen aus anderen Werken als solche kenntlich gemacht habe. Die Arbeit hat in gleicher oder ähnlicher Form noch keiner anderen Prüfungsbehörde vorgelegen.

Ort, Datum

Unterschrift