



DAV

DEUTSCHE  
AKTUARVEREINIGUNG e.V.

Fachgrundsatz der Deutschen Aktuarvereinigung e. V.  
**Aktuarielle Hinweise  
zur Nach- und Neukalkulation von Unisex-Tarifen  
in der Privaten Krankenversicherung**

Hinweis

Köln, 28.11.2016

## **Präambel**

Die DAV hat entsprechend dem Verfahren zur Feststellung von Fachgrundsätzen vom 25. April 2015 den vorliegenden Fachgrundsatz festgestellt. Die Ausarbeitung wurde von einer Arbeitsgruppe<sup>1</sup> des DAV-Ausschusses Kranken erstellt.

Fachgrundsätze zeichnen sich dadurch aus, dass sie

- aktuarielle Fachfragen behandeln,
- von grundsätzlicher und praxisrelevanter Bedeutung für Aktuare sind,
- berufsständisch durch ein Feststellungsverfahren legitimiert sind, das allen Aktuaren eine Beteiligung an der Feststellung ermöglicht und
- ihre ordnungsgemäße Verwendung seitens der Mitglieder durch ein Disziplinarverfahren berufsständisch abgesichert ist.

Dieser Fachgrundsatz ist ein Hinweis und löst den Fachgrundsatz „Aktuarielle Hinweise zur (Erst)Kalkulation von Unisex-Tarifen in der Privaten Krankenversicherung“ ab.

Hinweise sind Fachgrundsätze,

- die bei aktuariellen Erwägungen zu berücksichtigen sind, über deren Verwendung aber im Einzelfall im Rahmen der Standesregeln frei entschieden werden kann und
- die nur aus Grundlagenwissen
- zu konkreten Einzelfragen bestehen.<sup>2</sup>

## **Anwendungsbereich**

Dieser Fachgrundsatz betrifft Aktuare, die mit der Aufgabe der Prämienkalkulation für Unisex-Tarife in der Privaten Krankenversicherung betraut sind. Er gilt nicht für die Lebens- und Sachversicherung.

## **Inhalt des Hinweises**

Infolge eines Urteils des Europäischen Gerichtshofes (EuGH) vom 1. März 2011 darf bei der Beitragserhebung für Neuverträge ab dem 21. Dezember 2012 der Faktor Geschlecht für die Beitragsbemessung in der Versicherungswirtschaft keine Rolle mehr spielen („Unisex-Kalkulation“). Infolge der Entscheidung des EUGH wurde im Jahr 2012 im Eilverfahren der Fachgrundsatz „Aktuarielle Hinweise zur (Erst)Kalkulation von Unisex-Tarifen in der Privaten Krankenversicherung“ verabschiedet, um den Aktuaren eine Hilfestellung bei der Einführung von Unisex-Tarifen

---

<sup>1</sup> Der Vorstand dankt der AG „Neu- und Nachkalkulation von Unisex-Tarifen“ ausdrücklich für die geleistete Arbeit, namentlich Dr. Ralph Maaßen (Ltg.), Klaus Abt, Florian Bauer, Andreas Berghof, Dr. Matthias Brake, Jürgen Feld, Dr. Lothar Forwick, Sebastian Gawel, Jutta Göggerle, Astrid Hirsch, Doreen Jahnke, Heinz-Werner Richter, Daniela Rode, Dr. Maik Schwarz, Andreas Teske, Sabine Weber, Markus Werner, Dennis Ziegner

<sup>2</sup> Definition gemäß Verfahren zur Feststellung von Fachgrundsätzen der DAV vom 25. April 2013

zu geben. Die genaue Ausgestaltung in der nationalen Gesetzgebung war seinerzeit noch unbekannt.

Die von dem DAV-Ausschuss Krankenversicherung eingesetzte Arbeitsgruppe hat sich damit befasst, den bestehenden Hinweis<sup>3</sup> dahingehend zu überarbeiten, dass einerseits die damalige Unsicherheit bzgl. der gesetzgeberischen Umsetzung eliminiert wird und andererseits die inzwischen gesammelten Erfahrungen seit der Einführung der Unisex-Tarife einfließen. Dabei liegt der Fokus nicht mehr so stark auf der Erstkalkulation, sondern in erhöhtem Maße auch auf Erfordernissen im Rahmen der Nachkalkulation.

Dieser Hinweis gibt dem Aktuar der Krankenversicherung eine Hilfestellung für die Neu- und Nachkalkulation von geschlechtsunabhängigen Beiträgen in der deutschen Privaten Krankenversicherung. Es werden Empfehlungen ausgesprochen, wie dabei prinzipiell vorgegangen werden kann oder sollte. Dazu werden auch Methoden vorgestellt, wie sich aus geschlechtsabhängigen Statistiken durch geeignete Mischungen der geschlechtsabhängigen Rechnungsgrundlagen risikogerechte Unisex-Beiträge berechnen lassen. Zu beachten sind dabei auch die Auswirkungen des Tarifwechselrechts gemäß § 204 VVG.

Verbindlichere allgemeingültige Vorgaben, wie beispielsweise die Festschreibung einer bestimmten (einzig) zulässigen Berechnungsmethode oder die Auflage, bestimmte Zahlenwerte zu verwenden, können hingegen nicht gemacht werden. Dies würde einerseits den Gestaltungsrahmen der Aktuar zu sehr einschränken und wäre auch kartellrechtlich kritisch zu sehen. Andererseits hängen die für die Neu- oder Nachkalkulation zu treffenden Annahmen von einer Vielzahl möglicher Fallkonstellationen und unternehmensindividuellen Gegebenheiten ab. Bei jeder Neukalkulation sind die maßgeblichen gesetzlichen Vorgaben – insbesondere auch die Vorgaben der Kalkulationsverordnung (KalV) – zu beachten.

### **Verabschiedung, Gültigkeitszeitraum und Erstanwendung**

Dieser Hinweis ist durch den Vorstand der DAV am 28.11.2016 verabschiedet worden und tritt mit der Bekanntgabe auf der Internetseite der DAV in Kraft. Er ersetzt den Hinweis „Aktuarielle Hinweise zur (Erst)Kalkulation von Unisex-Tarifen in der privaten Krankenversicherung“, der im Zuge des verkürzten Verfahrens für Fachgrundsätze am 5. März 2012 in Kraft getreten und am 18. September 2014 nach Durchlaufen des regulären Verfahrens für Fachgrundsätze erneut verabschiedet worden war.

Dieses Papier wurde außer Kraft gesetzt und am 18. März 2021 durch den gleichnamigen Hinweis ersetzt.

---

<sup>3</sup> Die in Anführungszeichen gesetzten Zitate stammen – sofern nicht ausdrücklich anderen Quellen entnommen – ausschließlich aus diesem Fachgrundsatz und den Erläuterungen hierzu.

## Inhaltsverzeichnis

<b>1. Einleitung</b> .....	<b>6</b>
<b>2. Aktuarielle Hinweise zur Festlegung von Stornowahrscheinlichkeiten</b> .....	<b>8</b>
2.1. Einleitung .....	8
2.2. Rahmenbedingungen bei der Ermittlung der Stornowahrscheinlichkeiten bei unterschiedlicher Datenlage .....	8
2.2.1. Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten auf Basis von Bisex-Daten	8
2.2.2. Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten auf Basis von zusammengelegten Bisex- und Unisex-Daten.....	9
2.2.3. Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten auf Basis von Unisex-Daten in ausreichend besetzten Altersbereichen .....	9
2.2.4. Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten ausschließlich auf Basis von Unisex-Daten.....	10
2.3. Modellierung der rohen Stornowahrscheinlichkeiten.....	10
2.3.1. Modellierung der rohen Stornowahrscheinlichkeiten in der Zusatzversicherung .....	11
2.3.2. Modellierung der rohen Stornowahrscheinlichkeiten in der Vollversicherung .....	12
2.4. Festlegung der Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten.....	14
2.5. Übergang auf Unisex-Daten.....	16
<b>3. Aktuarielle Hinweise zur Festlegung von Sterbewahrscheinlichkeiten</b> .....	<b>18</b>
3.1. Einleitung .....	18
3.2. Beschreibung der Phasen .....	18
3.3. Festlegung der Unisex-Sterbewahrscheinlichkeiten .....	20
<b>4. Aktuarielle Hinweise zur Festlegung von Kopfschäden</b> .....	<b>21</b>
4.1. Einleitung .....	21
4.2. Überprüfung der Geschlechterverteilungen.....	21
4.2.1. Verfahren zur Ermittlung einer geeigneten Geschlechterverteilung.....	23
4.2.2. Anmerkungen zur Herleitung der Geschlechterverteilung .....	30
4.3. Überprüfung der Unisex-Kopfschäden .....	32
4.3.1. Unisex-Nachkalkulation auf Basis von Bisex-Stütztarifen.....	33
4.3.2. Unisex-Nachkalkulation in der Übergangsphase mit schrittweiser Einbeziehung eigener Beobachtungswerte .....	34
4.3.3. Unisex-Nachkalkulation ausschließlich auf Basis eigener Tarifdaten .....	35

4.4.	<i>Andere Auswirkungen auf die Nachkalkulation (Bisex/Unisex)</i>	35
4.4.1.	Kalkulation auf Basis von Unisex-Tarifen als Stütztarife	35
4.4.2.	S-Kosten-Verteilung in Bisex-Tarifen	36
4.4.3.	Kopfschäden für die Beobachtungseinheit der Kinder	36
<b>5.</b>	<b>Aktuarielle Hinweise zur Berechnung der Auslösenden Faktoren</b>	<b>38</b>
5.1.	<i>Einleitung</i>	38
5.2.	<i>Einflussgrößen auf die Bedarfsschäden</i>	39
5.3.	<i>Ermittlung der Bedarfsschäden in der Übergangsphase</i>	39
5.4.	<i>Berechnung des auslösenden Faktors Leistung</i>	41
5.5.	<i>Vorübergehende Abweichung des auslösenden Faktors Leistung</i>	41
5.6.	<i>Berechnung des auslösenden Faktors Sterblichkeit</i>	42
5.7.	<i>Anmerkungen</i>	42

## 1. Einleitung

Für Verträge, die seit dem 21.12.2012 abgeschlossen wurden, dürfen nach einem Urteil des Europäischen Gerichtshofes (EuGH) vom 1. März 2011 nur noch geschlechtsunabhängige Beiträge erhoben werden. Diese Entscheidung führte dazu, dass alle privaten Krankenversicherer im Jahr 2012 eine neue Tarifgeneration („Unisex-Tarife“) für das Neugeschäft<sup>4</sup> kalkulieren mussten. Zu diesem Zwecke hatte eine vom DAV-Ausschuss Krankenversicherung einberufene Arbeitsgruppe seinerzeit den Fachgrundsatz „Aktuarielle Hinweise zur (Erst)Kalkulation von Unisex-Tarifen in der Privaten Krankenversicherung“ erarbeitet, der mit Verabschiedung im Eilverfahren durch den Vorstand der DAV am 05.03.2012 in Kraft getreten ist. Nach Durchlauf des regulären Verfahrens für Fachgrundsätze ist der Hinweis am 18.09.2014 erneut vom Vorstand verabschiedet worden und seitdem weiterhin in Kraft.

Zum Zeitpunkt der ersten Verabschiedung des Hinweises war noch nicht klar, wie das Urteil des EuGH in nationale Gesetzgebung überführt werden würde. Offen war vor allem die Frage, inwieweit auch der vor dem 21.12.2012 bereits in geschlechtsabhängig kalkulierten Tarifen versicherte Bestand in die Unisex-Tarifierung einbezogen wird. Letztlich erfolgte die Ausgestaltung in der Form, dass sich für die Versicherten, die am 21.12.2012 in einem geschlechtsabhängig kalkulierten Tarif (Bisex-Tarif) versichert waren, zunächst nichts änderte. Allerdings steht diesen Versicherten über § 204 VVG natürlich ein Wechselrecht in die Unisex-Tarife zu, wohingegen Wechsel von Unisex-Tarifen in geschlechtsabhängig kalkulierte Tarife ausgeschlossen sind.<sup>5</sup>

Ausgehend von dieser Klarstellung bezüglich der gesetzlichen Regelung und vor dem Hintergrund der bisher gesammelten Erfahrungen in den Jahren, die seit Einführung der Unisex-Tarife vergangen sind, wurde der im Jahr 2012 erstellte Fachgrundsatz im Auftrag des DAV-Ausschusses Krankenversicherung überarbeitet. Dabei wird nun in verstärktem Maße auch darauf eingegangen, wie sich die ersten Beobachtungswerte in evtl. durchzuführenden Nachkalkulationen verwenden lassen.

Der Fachgrundsatz behandelt spezielle Fragestellungen, die sich aus den Besonderheiten der geschlechtsunabhängigen Prämienfestsetzung ergeben. Insofern bleiben Fragen zur aktuariell angemessenen Festlegung von Kosten-, Sicherheits- und sonstigen Zuschlägen ebenso (*weitgehend*) unbeantwortet wie Fragen zur Festlegung des Rechnungszinses. Diese Themen sind übergreifender Natur und keine Besonderheit geschlechtsunabhängig kalkulierter Tarife.

---

<sup>4</sup> Unter „neue Tarifgeneration („Unisex-Tarife“) für das Neugeschäft“ wird ebenso die Einführung zusätzlicher Unisex-Beobachtungseinheiten in einen bestehenden Tarif verstanden. Diese sind in der Regel die Unisex-Beobachtungseinheiten Erwachsene, Jugendliche und ggf. Auszubildende. Die Voraussetzung hierfür ist jedoch grundsätzlich, dass am Leistungsspektrum des Tarifs keine Änderungen vorgenommen werden. Die bereits geschlechtsunabhängig kalkulierte Beobachtungseinheit der Kinder bleibt dabei unangetastet.

<sup>5</sup> § 204, Abs. 1, Nr. 1 VVG: Ein Wechsel aus einem Tarif, bei dem die Prämien geschlechtsunabhängig kalkuliert werden, in einen Tarif, bei dem dies nicht der Fall ist, ist ausgeschlossen.

Somit liegt der Schwerpunkt der vorliegenden Ausarbeitung darauf, für die Rechnungsgrundlagen Ausscheideordnung (Sterbewahrscheinlichkeiten und Stornowahrscheinlichkeiten) und Kopfschäden (gemäß §§ 2, 5 und 6 KalV) aus geschlechtsabhängigen Beobachtungswerten der zu Grunde liegenden Stütztarife und den ersten Beobachtungswerten der Unisex-Tarife jeweils geschlechtsunabhängige und ausreichend vorsichtig gewählte Ansätze zu bestimmen. Da es vermutlich noch viele Jahre dauern wird, bis in allen Altersbereichen der Unisex-Tarife ausreichende Bestände vorhanden sind, um von einer stabilen Bestandsverteilung zu reden, die für die Kalkulation verwendet werden kann, liegt die Besonderheit gegenüber der Kalkulation geschlechtsabhängiger Prämien hier in der Bestimmung einer ausreichend vorsichtigen Geschlechterverteilung. Dabei ist es in der Praxis erprobt aber nicht zwingend notwendig, für alle drei genannten Rechnungsgrundlagen die gleiche Geschlechterverteilung zu wählen. So lange der zu Grunde gelegte Modellbestand aktuariell angemessen hergeleitet ist, führt ein vorsichtiger Ansatz geschlechtsabhängiger Rechnungsgrundlagen auch zu ausreichend vorsichtigen Rechnungsgrundlagen gemäß § 2 Abs. 3 der Kalkulationsverordnung.

Hinweise darauf, welche Verfahren angewendet werden können, um zu einer aktuariell angemessenen Geschlechterverteilung je Alter zu kommen, werden in den Kapiteln zu den jeweils untersuchten Rechnungsgrundlagen gegeben. Auftretende Redundanzen sind dabei durchaus beabsichtigt, um den spezifischen Gegebenheiten jeweils ausreichend gerecht zu werden. Letztlich ist es vornehmliche Aufgabe des Aktuars, auf die konkrete kalkulatorische Fragestellung eine adäquate modelltechnische Antwort zu geben. Dabei hat er z. B. sein besonderes Augenmerk darauf zu richten, die unternehmensindividuellen Beobachtungswerte zum Geschlechtermix im Neugeschäft und im Bestand oder zur Wechselbereitschaft der Bisex-Kunden entsprechend zu berücksichtigen und in einer geeigneten Geschlechterverteilung für den betrachteten Unisex-Tarif umzusetzen. Bei der Modellierung ist weiter insbesondere darauf zu achten, aus welchen Tarifen Wechsel in die Unisex-Tarife stattfinden oder stattfinden können und ob in diesen Tarifen Beitragsanpassungen anstehen, die zu einem verstärkten Wechsel führen könnten. Daher empfiehlt es sich, die Nachkalkulation der Unisex-Tarife erst durchzuführen, nachdem die Kalkulation der für einen Wechsel vornehmlich in Frage kommenden Bisex-Tarife abgeschlossen ist.

## **2. Aktuarielle Hinweise zur Festlegung von Stornowahrscheinlichkeiten**

### **2.1. Einleitung**

Bei der Einführung der Unisex-Tarife zum 21.12.2012 wurden in der Regel aktuelle, ggf. auf die Unisex-Welt angepasste Bisex-Stornowahrscheinlichkeiten verwendet und mit einer kalkulatorischen Geschlechterverteilung gewichtet. Je stärker der Bestand in den Unisex-Tarifen wächst, desto mehr Informationen aus der Unisex-Welt werden bei der Festlegung der Stornowahrscheinlichkeiten berücksichtigt.

Der Übergang von der Festlegung von Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten ausschließlich auf der Grundlage von Bisex-Beständen auf die Festlegung von Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten aus (größtenteils) Unisex-Beständen ist in Abschnitt 2.2 beschrieben. In Abschnitt 2.3 werden Hinweise für die Festlegung von rohen geschlechtsabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten und der Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten gegeben.

Ist der Unisex-Bestand noch zu klein, um daraus Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten zu ermitteln, ist eine Geschlechterverteilung zu modellieren, mit deren Hilfe man die geschlechtsabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten auf Basis von Bisex- (und ggf. Unisex-) Beständen „mischt“. Im Rahmen der Erstkalkulation wurden dazu verschiedene Verfahren (wie z. B. Iterationsverfahren oder Konstruktion von Modellbeständen) entwickelt, die im Rahmen der Nachkalkulation zu überprüfen sind.

### **2.2. Rahmenbedingungen bei der Ermittlung der Stornowahrscheinlichkeiten bei unterschiedlicher Datenlage**

#### **2.2.1. Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten auf Basis von Bisex-Daten**

In diesem Szenario ist der Unisex-Bestand noch zu klein, um daraus Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten ableiten zu können. Dagegen ist der Bisex-Bestand noch ausreichend groß. Die Ableitung der Stornowahrscheinlichkeiten erfolgt daher aus dem Bisex-Bestand. Die rechnungsmäßigen Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten werden mittels einer geeigneten Gewichtung aus den rechnungsmäßigen Bisex-Stornowahrscheinlichkeiten von Männern und Frauen ermittelt.

Zur Vergrößerung der Datenbasis ist es zulässig, anlässlich von Prämienanpassungen bereits in dieser Phase den Bisex-Bestand um Unisex-Daten zu erweitern.

### **2.2.2. Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten auf Basis von zusammengesetzten Bisex- und Unisex-Daten**

Die Anzahl der Versicherten in den Unisex-Tarifen nimmt nach und nach zu, während die Anzahl der Versicherten in den Bisex-Tarifen abnimmt. Besonders hervorzuheben ist die Tatsache, dass sich dieser Vorgang nicht gleichmäßig über alle Altersgruppen vollzieht, sondern in unterschiedlichen Altersbereichen stattfindet. Neuzugang ist grundsätzlich nur in Unisex-Tarifen möglich, d. h. hier treten tendenziell eher junge Versicherte in den Bestand ein. Dagegen wird sich der Zugang von älteren Versicherten in Unisex-Tarife hauptsächlich durch Tarifwechsel aus der Bisex- in die Unisex-Welt einstellen. Im Bisex-Bestand hingegen kommen keine Neuzugänge hinzu (Ausnahme: vereinzelte Kinder-nachversicherung) – der Bestand altert. Dies kann dazu führen, dass in bestimmten Altersbereichen die Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten schon nicht mehr allein aus Bisex-, aber auch noch nicht ausschließlich aus Unisex-Beständen heraus kalkuliert werden können.

Beispielsweise kann die Alterung im Bisex-Bestand dazu führen, dass die jüngeren Altersgruppen (junge Erwachsene) in den Bisex-Tarifen nach und nach nicht mehr ausreichend besetzt sind, um eine Ableitung von Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten allein aus dem Bisex-Bestand zu erlauben. Bei der Kalkulationseinheit der Frauen kann sich eine schwache Bestandsbesetzung auch in anderen Altersgruppen einstellen, denn die Einheit der Frauen ist z. B. in der Krankheitskostenvollversicherung und in der Krankentagegeldversicherung tendenziell weniger stark besetzt und außerdem eher vom Abgang durch Wechsel in Unisex-Tarife oder durch GKV-Storno betroffen.

Der Unisex-Bestand nimmt auf der einen Seite zwar zu, wird aber erst nach Jahrzehnten in höhere Alter hineinwachsen. Zugang in höheren Altern wird sich zunächst hauptsächlich durch Wechsel aus Bisex-Tarifen einstellen, jedoch ist fraglich, wie schnell dadurch eine ausreichende Bestandsbesetzung erreicht werden kann. Typischerweise wird sich daher einige Jahre nach Einführung der Unisex-Tarife der Gesamtbestand in jüngeren Erwachsenen-Altern fast ausschließlich in der Unisex-Welt, der Gesamtbestand in höheren Erwachsenen-Altern auch zukünftig mehrheitlich in der Bisex-Welt wiederfinden.

### **2.2.3. Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten auf Basis von Unisex-Daten in ausreichend besetzten Altersbereichen**

Nach einiger Zeit ist der Unisex-Bestand in den storno-relevanten Altersgruppen groß genug zur Ableitung der Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten aus Unisex-Tarifkollektiven. Wie oben beschrieben erfolgt der Übergang der Bestände von der Bisex- auf die Unisex-Welt nicht gleichmäßig verteilt über alle Alter, d. h. oftmals wird in den zugrundeliegenden Tarifgruppen für bestimmte Altersbereiche ein ausreichender Bestand zur Ableitung von Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten vorhanden sein, in anderen Altersbereichen jedoch nicht. Hier gelten dann die Bedingungen, die in Abschnitt 2.2.2 beschrieben wurden.

Wie schon in Abschnitt 2.2.2 wird sich auch hier voraussichtlich über viele Jahre die Ermittlung der Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten je nach Altersgruppe aus verschiedenen Quellen zusammensetzen. Das Stornoprofil wird sich für jüngere Alter nach und nach aus den für Unisex-Bestände ermittelten Wahrscheinlichkeiten und für höhere Alter weiterhin eher aus den gemischten Beständen von Bisex- und Unisex-Daten ableiten lassen.

#### **2.2.4. Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten ausschließlich auf Basis von Unisex-Daten**

In der in Abschnitt 2.2.1 beschriebenen Situation liegt das Unisex-Storno zwischen dem Bisex-Storno der Männer und Frauen. Ab der in Abschnitt 2.2.2 beschriebenen Phase können sich die Bisex- und Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten unterschiedlich entwickeln und sich deutlich voneinander unterscheiden. Am Ende lässt sich das Unisex-Storno vollständig auf Basis des Unisex-Bestandes ermitteln. Die Situation in Abschnitt 2.2.3 stellt – bezogen auf einzelne Altersbereiche – eine Mischung der in den Abschnitten 2.2.2 und 2.2.4 beschriebenen Phasen dar.

#### **2.3. Modellierung der rohen Stornowahrscheinlichkeiten**

In den Altersgruppen, die im Unisex-Bestand weiterhin unzureichend, aber im Bisex-Bestand noch ausreichend besetzt sind, kann die Ermittlung der Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten wie in Abschnitt 2.2.1 beschrieben durch geeignete Gewichtung der geschlechtsabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten auf Grundlage von Bisex-Daten erfolgen.

In den schwach besetzten Altersgruppen oder generell bei schwach besetztem Bestand kann zunächst unter angemessener Berücksichtigung der unternehmenseigenen Verhältnisse auf eine andere geeignete externe Statistik (z. B. BaFin-Stornostatistik) zurückgegriffen werden. Das Stornoprofil für Unisex-Tarife wird dann durch Zusammensetzung von Stornowahrscheinlichkeiten aus eigenen Bisex-Daten und allgemeinen Daten aus anderen Quellen für die entsprechenden Altersbereiche ermittelt.

Eine andere mögliche Vorgehensweise ist die Mischung der Bestände der Bisex- und Unisex-Tarife, um so eine ausreichende Besetzung in den Altersgruppen für die Ableitung der Stornowahrscheinlichkeiten zu erreichen. Hier ist jedoch darauf zu achten, dass sich das Storno der Bisex-Tarifwelt von dem der Unisex-Tarifwelt auch auf Grund veränderter Rückstellungsverläufe unterscheiden kann, falls das Storno anhand vererbter Rückstellungswerte ermittelt wird. Männer in der Bisex-Welt haben zum Beispiel bei gleichem Leistungsversprechen und gleichem Rechnungszinssatz in vielen Fällen eine höhere Alterungsrückstellung (steileres Profil) als in Unisex-Tarifen. Frauen bilden hingegen voraussichtlich zukünftig höhere Rückstellungen. Dieser Effekt ist sowohl bei der Festlegung der rohen geschlechtsabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten als auch bei der rückstellungsgewichteten

Mittelung der geschlechtsabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten zu berücksichtigen. Auf diesen Effekt in Bezug auf die Mittelung der geschlechtsabhängigen Werte wird in dem Abschnitt 2.4 näher eingegangen.

Bei der Modellierung der Stornowahrscheinlichkeiten ist grundsätzlich – wie auch schon in der Bisex-Welt – zwischen der Voll- und der Zusatzversicherung zu unterscheiden. Dies hat neben dem bekanntlich unterschiedlichen Stornoverhalten in der Voll- und in der Zusatzversicherung noch weitere Gründe.

In der Zusatzversicherung ist durch Übergang auf die Unisex-Kalkulation (bei ähnlichem Tarifportfolio) nicht mit einem veränderten Stornoverhalten zu rechnen (siehe dazu auch Abschnitt 2.3.1).

Betrachtet man jedoch in der Vollversicherung die Stornowahrscheinlichkeiten der Bisex- und Unisex-Tarife separat, so können die Ergebnisse recht unterschiedlich sein. Vor allem für Männer in den Bisex-Tarifen mit Zugang vor dem 1.1.2009 ist aufgrund fehlender Übertragungswertansprüche und der Mischung der Rechnungsgrundlagen von Männern und Frauen in den Unisex-Tarifen der Anreiz für einen Unternehmenswechsel aufgrund eines zu erwartenden hohen Beitrags sprunghaft eher geringer. Für Frauen hingegen könnte sich ein Unternehmenswechsel mehr lohnen, zumal neben Beitrags- auch Leistungsvorteile (z. B. durch Einführung von Mindestleistungen) möglich sind (siehe dazu auch Abschnitt 2.3.2.1).

Weiterhin gab es nach Einführung der Unisex-Kalkulation weitere Veränderungen der Rahmenbedingungen wie z. B. die Verlängerung der Provisionshaftungszeit oder die Einführung des Tarifwechsel-Leitfadens. Hier muss zukünftig geprüft werden, ob diese Einflussfaktoren sich unterschiedlich auf das Stornoverhalten in der Vollversicherung in der Bisex- und Unisex-Welt auswirken.

Bei der Mischung der Bestände in der Vollversicherung ist daher grundsätzlich zu prüfen, ob die Bisex-Daten zur Herleitung der Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten geeignet sind oder wie diese ggf. zu modifizieren sind.

### **2.3.1. Modellierung der rohen Stornowahrscheinlichkeiten in der Zusatzversicherung**

In der Zusatzversicherung ist nicht zu erwarten, dass sich das Stornoverhalten in Bisex- und Unisex-Tarifen signifikant unterscheidet. Gründe hierfür sind u. a.:

- keine Portabilität von Alterungsrückstellungen in beiden Welten
- Beitragsunterschiede zwischen Bisex- und Unisex-Welt spielen keine große Rolle, da das Prämienniveau insgesamt niedrig ist

Aus diesen Gründen ist eine gemeinsame Auswertung der Bisex- und Unisex-Welt in homogenen Tarifkollektiven möglich, um daraus entsprechende Bisex- und Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten abzuleiten.

### **2.3.2. Modellierung der rohen Stornowahrscheinlichkeiten in der Vollversicherung**

In der Vollversicherung ist zwischen dem Storno in die GKV (GKV-Storno) und dem Storno zu einem anderen privaten Krankenversicherungsunternehmen (PKV-Storno) zu differenzieren.

- *GKV-Storno*

Nur für Selbständige, Freiberufler und Beamte ist die private Krankenversicherung freiwillig, d. h. grundsätzlich haben nur diese Personenkreise bei Aufnahme eines sozialversicherungspflichtigen Arbeitsverhältnisses ein einmaliges Wahlrecht, die private Krankenversicherung zu verlassen. Beamtenanwärter und Beamte haben auf Grund ihrer Beihilfeberechtigung kein Interesse daran, in der gesetzlichen Krankenversicherung versichert zu sein. Freiberufler und Selbständige haben auch nach der Einführung der Unisex-Tarife bei gleichem Leistungsversprechen einen erheblichen Beitragsvorteil gegenüber der gesetzlichen Krankenversicherung, der durch die Tarifierung der Unisex-Tarife zwar verringert wurde, jedoch immer noch vorhanden ist. Bei diesen Personenkreisen wird sich die Wechseltendenz in die GKV auf Grund der Tarifierung von Unisex-Tarifen vermutlich kaum verändern, folglich ist nicht zu erwarten, dass sich insgesamt das GKV-Storno in der Unisex-Welt anders als das GKV-Storno in der Bisex-Welt entwickelt. Somit könnten grundsätzlich die Stornoausswertungen in der Bisex- und der Unisex-Welt für das GKV-Storno weiterhin mit gemeinsam zusammengefassten Daten aus geeigneten Teilkollektiven erfolgen.

- *PKV-Storno*

Im Gegensatz zum GKV-Storno kann sich das PKV-Storno zwischen Unisex- und Bisex-Bestand ganz anders entwickeln. Ergänzend zu den bereits genannten Gründen gilt:

Der Bestand mit Übertragungswertanspruch ist in den Bisex-Tarifen sehr gering, da es sich im Wesentlichen nur um das Neugeschäft im Zeitraum vom 01.01.2009 bis 21.12.2012 handelt. Im Gegensatz dazu hat der gesamte Unisex-Bestand einen Übertragungswertanspruch. Folglich gibt es eine unterschiedliche Verteilung/Gewichtung der Versicherten in Bezug auf den Übertragungswert. Die Mehrzahl der Versicherten in der Bisex-Welt hat keinen Übertragungswertanspruch, was sich auf das Stornoverhalten hemmend auswirkt. Dies gilt im besonderen Maß für Männer, da ein Beitragsvorteil in der Unisex-Welt bei gleichem Leistungsversprechen kaum vorhanden ist. Bei Frauen ist zu erwarten, dass sie zunächst innerhalb des eigenen Unternehmens in die Unisex-Welt und danach erst das Unternehmen wechseln. Dies hat zur Folge, dass dieses Storno als Unisex-Storno gezählt wird, obwohl die zugrundeliegende (oftmals nicht portable) Alterungsrückstellung größtenteils aus der Bisex-Welt stammt. Bei der Ermittlung der Stornowahrscheinlichkeiten über die Alterungsrückstellung werden die unterschiedlichen Stornoeffekte aufgrund

des Vorhandenseins eines Übertragungswertanspruchs in der Unisex-Welt vermischt.

*Fazit:* Für das GKV-Storno ist es sachgerecht, die Bestände der Bisex- und Unisex-Welt gemeinsam auszuwerten. Für das PKV-Storno ist dies aufgrund des zu erwartenden unterschiedlichen Stornoverhaltens in der Bisex- und Unisex-Welt zu prüfen. Wie die folgenden Ausführungen zeigen, stellt die Mischung der Bestände auch für das PKV-Storno einen möglichen und mit Sicherheiten versehenen Weg dar.<sup>6</sup>

### **2.3.2.1. Modellierung der rohen Stornowahrscheinlichkeiten für das PKV-Storno**

In den meisten Unternehmen wird das Gesamtstorno noch dominiert von der deutlich bestandsstärkeren Bisex-Welt ohne Übertragungswertanspruch, so dass das Gesamtstorno auf einer gemeinsamen Datenbasis von Beständen mit und ohne Übertragungswertanspruch ermittelt wird. Eine Stornoanalyse auf Basis der Storni in der Bisex-Welt mit Übertragungswertanspruch – abzüglich der mitgegebenen Übertragungswerte – ist in der Regel aufgrund der verhältnismäßig geringen Bestände dort nicht möglich. In der Bisex-Welt, die für den Neuzugang geschlossen ist, werden aber keine ausreichenden Bestände mehr aufgebaut, vielmehr sterben die Bestände langfristig aus. Dies wird aufgrund des eher jüngeren Bestandes in der Bisex-Welt mit Übertragungswertanspruch allerdings länger dauern als in der Welt ohne Übertragungswertanspruch.

Folglich wird auch das Bisex-Storno dauerhaft für beide Welten gemeinsam untersucht. Auch hier gibt es mittelfristig ein unterschiedliches Stornoverhalten zwischen den beiden Welten. Aus pragmatischen Gründen wird allerdings zur Ermittlung des Stornos in der Bisex-Welt mit Übertragungswertanspruch auf die Bestände ohne Übertragungswertanspruch zurückgegriffen. Dieses Verfahren beinhaltet Sicherheiten, da davon auszugehen ist, dass das PKV-Storno für Versicherte ohne Übertragungswertanspruch mittelfristig deutlich niedriger ausfallen wird als bei Vorhandensein eines Übertragungswertanspruches. Umgekehrt ist die Verwendung des Bestandes mit Übertragungswertanspruch aus demselben Grund kritisch zu hinterfragen.

Die Situation ist in der Unisex-Welt bzgl. der Festlegung der Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten bezogen auf die Häufigkeit der Wechsler vergleichbar mit der Situation vor der Einführung der Unisex-Welt. Es existieren zwei unterschiedliche Welten, die Bisex- und die Unisex-Welt (vergleichbar mit der Situation mit und ohne Übertragungswertanspruch). Die Stornowahrscheinlichkeiten in der Bisex-Welt sind dauerhaft niedriger als in der Unisex-Welt (analog ist in der Bisex-Welt von niedrigeren Stornowahrscheinlichkeiten von Versicherten ohne Übertragungswertanspruch auszugehen). Der Unterschied zwischen der aktuellen Situation zu

---

<sup>6</sup> Wie sich zumindest bei der Herleitung der PKV-Stornowahrscheinlichkeiten zeigt, kann ein Zusammenlegen der Storni in der Bisex- und Unisex-Tarifwelt mittelfristig zu einer Quersubventionierung des Bisex-Bestandes führen, d. h. das eingerechnete Storno in der Bisex-Welt wird zu hoch angesetzt.

der Situation vor 2013 (der Einführung von Unisex-Tarifen) ist, dass nun drei Welten mit abgestuften Stornowahrscheinlichkeiten vorliegen. Vom Grundansatz ähneln sich die Effekte wie in der Zeit vor Unisex, sind aber in der Unisex-Welt noch etwas ausgeprägter. Allerdings ist zu berücksichtigen, dass aufgrund der im Allgemeinen für Frauen günstigeren Unisex-Welt bei Frauen in Bisex-Tarifen ggf. stärkere Wechselanreize bestehen als in der Unisex-Welt. Ist diese Tendenz im Bestand zu beobachten oder zu erwarten, ist dies bei einer Mischung von Bisex- und Unisex-Beständen zu berücksichtigen, z. B. indem man die Frauen im Bisex-Bestand nicht berücksichtigt oder für die rohen Stornowahrscheinlichkeiten der Frauen im Bisex-Bestand einen Stornoabschlag ansetzt.

Eine Mischung der Bisex- und Unisex-Bestände zur Ermittlung der Unisex-PKV-Stornowahrscheinlichkeiten ist somit zulässig und stellt einen pragmatischen Ansatz dar, der implizite Sicherheiten enthält. Abweichende Stornoansätze mit einem geringeren Sicherheitsniveau (z. B. durch die Verwendung von individuellen Stornoaufschlägen) sind denkbar, sofern sich nachweisen lässt, dass die dort enthaltenen Sicherheiten noch ausreichend und angemessen sind.

Zur Berücksichtigung der Übertragungswertleistung gibt es derzeit das interne und das externe Modell. Beim internen Modell wird der Übertragungswert über modifizierte PKV-Stornowahrscheinlichkeiten (Kappa-Storno) finanziert. Im externen Modell geschieht dies über einen separaten Übertragungswertbaustein. Sowohl bei der Herleitung des Kappa-Stornos im internen Modell als auch für die Herleitung des Zusatzbausteins im externen Modell sollte zum Vergleich der Alterungsrückstellungen der Unisex-Basistarif verwendet werden.

Im internen Modell wird das Kappa-Storno mit Hilfe der sogenannten Kappa-Iteration ermittelt. Als Eingabe sind dabei geschlechtsabhängige oder geschlechtsunabhängige PKV- und GKV-Stornowahrscheinlichkeiten möglich.

In die Berechnung des Unisex-Übertragungswertbausteins im externen Modell fließen Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten, PKV- und GKV-Stornowahrscheinlichkeiten ein. Diese können wie oben dargestellt ermittelt werden. Besonderheiten für das externe Modell sind dabei nicht zu berücksichtigen.

#### **2.4. Festlegung der Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten**

Die für die Unisex-Tarife ausgeglichenen und mit Sicherheiten versehenen geschlechtsabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten werden mittels einer geeigneten Geschlechterverteilung gewichtet. Je nach Datenlage werden diese geschlechtsabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten auf Basis von Bisex-Daten (Abschnitt 2.2.1), auf Basis von gemischten Bisex- und Unisex-Daten (Abschnitt 2.2.2) oder ausschließlich auf Basis von Unisex-Daten (Abschnitte 2.2.3 und 2.2.4) hergeleitet. Die rechnungsmäßigen Ansätze für die geschlechtsabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten basieren auf Tarifzusammenfassungen. Die Geschlechterverteilung kann sich aber für gewisse Tarifgruppen innerhalb dieser Tarifzusammenfassungen un-

terscheiden. Soweit diese Tarifgruppen hinsichtlich der Geschlechterverteilung homogen sind, ist ihre Verwendung auch für die Berechnung des Unisex-Stornos sachgerecht, andernfalls sollte für die Berechnung die tarifeigene Geschlechterverteilung verwendet werden, was zu tarifabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten führt.

Um den Vererbungseffekt aus dem Storno stärker zu berücksichtigen, kann zur Gewichtung der geschlechtsabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten das Verhältnis der zu vererbenden Deckungsrückstellung der Männer zu der Gesamtdeckungsrückstellung innerhalb eines Alters betrachtet werden.

Bezeichne  $V_x^T$  bzw.  $V_y^T$  die Gesamtdeckungsrückstellung der männlichen bzw. weiblichen Versicherten des Tarifes T im Alter  $x$  bzw.  $y$ , dann ist eine Möglichkeit, die Ermittlung der geschlechtsunabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten an Hand des Verhältnisses

$$m_x^T = \frac{V_x^T}{V_x^T + V_y^T} \quad x=y$$

nach der Formel

$$w_{x/y}^T = m_x^T \cdot w_x^T + (1 - m_x^T) \cdot w_y^T$$

vorzunehmen.

Bei der Verwendung der Deckungsrückstellung als Verteilungsmaßstab sind folgende Aspekte zu beachten: Männliche Versicherte in der Bisex-Welt haben aus heutiger Sicht, wie in Abschnitt 2.3 erwähnt, tendenziell eine höhere Deckungsrückstellung als in der Unisex-Welt. Bei den Frauen verhält es sich oftmals umgekehrt. Bei der Mischung der Bestände beider Welten erhalten die (fiktiven) Stornowahrscheinlichkeiten der Männer ein etwas höheres Gewicht. Die Stornowahrscheinlichkeiten werden dadurch zwar leicht verfälscht, enthalten aber in den Fällen, in denen die Stornowahrscheinlichkeiten der Männer niedriger ausfallen als die der Frauen, höhere Sicherheiten. Im umgekehrten Fall, bei dem die Stornowahrscheinlichkeiten der Frauen niedriger ausfallen, sind ggf. weitere Sicherheiten zu berücksichtigen, zum Beispiel durch die Mittelung der ausgeglichenen und mit Sicherheiten versehenen Stornowahrscheinlichkeiten anstelle der rohen fiktiven geschlechtsabhängigen.

In jedem Fall ist zu prüfen, ob die Gewichtung anhand der Bisex-Deckungsrückstellung einen ausreichend sicheren Ansatz darstellt. Dies hängt einerseits von dem unterschiedlichen Deckungsrückstellungsniveau von Männern und Frauen und andererseits von dem Verhältnis der Stornowahrscheinlichkeiten von Männern und Frauen ab.

Aufgrund der oben beschriebenen unterschiedlichen Rückstellungsverläufe ist eine Gewichtung anhand der Deckungsrückstellung nicht zwingend die Methode erster Wahl. In Unisex-Tarifen ist ebenfalls eine Bestandsgewichtung möglich. In diesem

Fall ist anhand eines Vergleichs der tatsächlichen mit der rechnungsmäßigen Vererbung zu prüfen, ob die Vererbungseffekte in dem rechnungsmäßigen Ansatz der Stornowahrscheinlichkeiten ausreichend sicher berücksichtigt wurden. Das gilt insbesondere auch dann, wenn die rohen Stornowahrscheinlichkeiten anhand von Personenstorno ermittelt worden sind.

Wenn  $V_{x/y}^T$  die durchschnittliche geschlechtsunabhängige Deckungsrückstellung einer  $x/y$ -jährigen Person ist und Männer und Frauen einen ähnlichen Versicherungsverlauf haben, gilt folgende Näherung:

$$m_x^T = \frac{V_x^T}{V_x^T + V_y^T} \approx \frac{L_x^T \cdot V_{x/y}^T}{(L_x^T + L_y^T) \cdot V_{x/y}^T} = \frac{L_x^T}{L_x^T + L_y^T}$$

wobei  $L_x^T, L_y^T$  die Bestände zur Festlegung der Altersverteilung bezeichnen.

Die Gewichtung anhand von Beständen und Deckungsrückstellungen dürfte in diesem Fall nahezu äquivalent sein. Dies gilt insbesondere dann, wenn man zur Gewichtung die Unisex-Deckungsrückstellung heranzieht (siehe 2.2.4).

In Abschnitt 2.2.4 bzw. in den ausreichend besetzten Altersgruppen gemäß Abschnitt 2.2.3 lassen sich die Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten auf der Basis der Daten aus Unisex-Beständen ermitteln. Dabei gibt es grundsätzlich zwei Möglichkeiten:

1. Die rohen Stornowahrscheinlichkeiten werden anhand der Unisex-Bestände geschlechtsunabhängig ermittelt (analog der Festlegung geschlechtsabhängiger Stornowahrscheinlichkeiten in der Bisex-Welt). Dieser Ansatz ist dann möglich, wenn die erwartete Geschlechterverteilung der für die Stornofestlegung maßgeblichen Tarifgruppe der Geschlechterverteilung des Tarifs im Auswertungszeitraum entspricht.
2. Aus den Unisex-Beständen werden geschlechtsabhängige Stornowahrscheinlichkeiten ermittelt, die mittels der Geschlechterverteilung im Unisex-Bestand gemittelt werden. In diesem Fall sind die Gewichtungen anhand der Unisex-Deckungsrückstellung und die Bestandsgewichtung äquivalent.

## 2.5. Übergang auf Unisex-Daten

Beim Übergang zwischen den in Abschnitt 2.2 beschriebenen Phasen ist zwischen der verwendeten Geschlechterverteilung und den verwendeten geschlechtsabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten zu differenzieren, die in der Regel auf Basis von homogenen Tarifgruppen festgelegt werden.

Für die Festlegung der geschlechtsabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten ist der Übergang der Datenbasis von Bisex- (vgl. Abschnitt 2.2.1) auf zusammengelegte Bisex- und Unisex-Daten (vgl. Abschnitt 2.2.2) fließend, insbesondere dann, wenn bereits in der in Abschnitt 2.2.1 beschriebenen Phase zusätzlich Unisex-Daten herangezogen werden. Der Übergang auf Unisex-Daten in ausreichend besetzten Altersbereichen (vgl. Abschnitt 2.2.3) hängt von unterschiedlichen Faktoren ab: zum

Beispiel von der Bestandszusammensetzung im Hinblick auf Neugeschäft und Tarifwechsler, von der Homogenität der Bestandszusammensetzung in der Tarifgruppe oder von der Dauer der Bestandszugehörigkeit. Ist der Unisex-Bestand in der jeweiligen Tarifgruppe bezüglich dieser Faktoren als repräsentativ anzusehen und liefern die Stornonachweise analog Bisex-Untersuchungen stabile und aussagekräftige Ergebnisse, so können die geschlechtsabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten ausschließlich aus den Unisex-Daten ermittelt werden (vgl. Abschnitte 2.2.3 und 2.2.4). Darüber hinaus sollten die geschlechtsabhängigen Stornowahrscheinlichkeiten, die aus reinen Unisex-Beständen hergeleitet werden, bereits dann in die Stornofestlegung einfließen, sobald diese niedriger ausfallen als diejenigen, die aus Bisex- und Unisex-Beständen ermittelt werden.

Die Geschlechterverteilung kann aus der Anwendung des Iterationsverfahrens gemäß Abschnitt 4.2.1.2 ermittelt werden. Sind die Unisex-Bestände ausreichend groß und ist das Wechselverhalten vernachlässigbar, so liefert das Iterationsverfahren die Bestandsverteilung des Unisex-Tarifs selbst. Insofern ist bei der Verwendung des Iterationsverfahrens der Übergang zwischen den einzelnen Phasen fließend.

Falls die Geschlechterverteilung nicht über das Iterationsverfahren, sondern über einen Modellbestand ermittelt wurde, kann der Übergang zwischen den Phasen analog des Verfahrens in Abschnitt 4.3.2 erfolgen.

### **3. Aktuarielle Hinweise zur Festlegung von Sterbewahrscheinlichkeiten**

#### **3.1. Einleitung**

Die Zulässigkeit der Festlegung von Sterbewahrscheinlichkeiten ist in erster Linie auch an den Vorgaben des § 14a KalV zu messen. Gemäß § 14a Abs. 1 Satz 2 KalV haben die Unternehmen hierbei die zuletzt von der BaFin veröffentlichte Sterbetafel zu berücksichtigen. Somit werden sie in der Regel auf die von der BaFin veröffentlichten Bisex-Sterbetafeln zurückgreifen. Außerdem kann davon ausgegangen werden, dass sich die Sterblichkeit von Männern und Frauen in der Bisex- und Unisex-Welt nicht unterscheidet. Aus diesen Gründen beschränkt sich die Festlegung der rechnungsmäßigen Unisex-Sterbewahrscheinlichkeiten auf die geeignete Herleitung der Geschlechterverteilung. Selbst bei ausreichend großen Unisex-Beständen wird man zur Festlegung der rechnungsmäßigen Sterbewahrscheinlichkeiten eines Tarifes stets eine Geschlechterverteilung benötigen, da die zum Vergleich heranzuziehenden PKV-Sterbetafeln immer geschlechtsabhängig veröffentlicht werden.

#### **3.2. Beschreibung der Phasen**

Während bei den Stornowahrscheinlichkeiten die nötigen Bestände in den relevanten Altern 30 bis 50 in den nächsten Jahren zügig aufgebaut werden, ist davon auszugehen, dass in den für die Sterbewahrscheinlichkeiten relevanten Altern ab 65 der Bestandsaufbau noch einige Jahre in Anspruch nehmen wird.

Das Phasenmodell beschreibt somit die beiden Altersbereiche 0 bis 65 und älter als 65<sup>7</sup>.

Im Altersbereich von 0 bis 65 kann man die Altersbereiche sukzessive in Bereiche aufteilen, in denen noch keine repräsentative altersabhängige Geschlechterverteilung vorliegt (B1), und in Bereiche, in denen diese bereits vorliegt (B2).

Im Bereich B1 greift man noch auf den Modellbestand analog Erstkalkulation oder auf einen Modellbestand aus geeigneten Stütztarifen zurück, um die Geschlechterverteilung herzuleiten. In dem anderen Bereich B2 kann die altersabhängige Geschlechterverteilung aus dem tarifeigenen Bestand ermittelt werden. Diese Vorgehensweise erfolgt in mehreren Phasen. Für den Altersbereich mit Altern größer als 65 sind geeignete Abschätzungen für die Geschlechterzusammensetzung zu treffen. Da in der Unisex-Welt die anzusetzenden Sterbewahrscheinlichkeiten von der Geschlechterverteilung abhängen, sind homogene Teilkollektive zu bilden (z. B. Vollversicherung Normal, Vollversicherung Beihilfe, Krankentagegeldversicherung,

---

<sup>7</sup> Das Alter 65 wird hier nur exemplarisch verwendet und ist ggf. anzupassen. Hier ist das maximale Alter anzusetzen, bis zu dem die Geschlechterverteilung als repräsentativ anzusehen ist.

Krankenhaustagegeldversicherung, Zusatzversicherung, Pflegetagegeldversicherung). Wenn im Folgenden von „Tarif“ die Rede ist, ist immer ein geeignetes Teilkollektiv von Versicherten gemeint.

Für die höheren Alter sind nachfolgend einige Verfahren für die Festlegung der Geschlechterverteilung dargestellt:

1. Nur Frauen-Sterblichkeit: höchste Sicherheitsstufe, wirkt beitrags erhöhend
2. Bestände aus ähnlichen (Bisex-)Tarifen oder, falls diese nicht aussagekräftig sind, aus geeigneten externen Statistiken (z. B. BaFin-Statistik).

Dies ist nur zulässig bei ähnlicher Bestandsstruktur und unter der Voraussetzung, dass sich die Unisex-Bestände so entwickeln, wie dies im Bisex-Bestand geschehen ist. Ist die Versichertenstruktur nicht genau bekannt (wie z. B. bei der BaFin-Statistik), so sind ggf. geeignete Sicherheiten einzurechnen.

3. Simulation eines Modellbestandes (Beispiel)

Hierzu werden die Neuzugänge der letzten Jahre als Zugänge der kommenden Jahre festgelegt, die man dann altert und mit Hilfe der PKV-Sterbetafel und den festgelegten Stornohäufigkeiten weiterentwickelt. Bei der Festlegung des Neuzuganges ist zu prüfen, inwieweit sich der Neuzugang in den Folgejahren z. B. durch Gesetzesänderungen noch verändert. Ist beispielsweise eine Veränderung des Neuzugangs, die durch die Einführung von Unisex-Tarifen entstanden ist, bereits in den Zugängen der letzten Jahre enthalten, so können direkt die Zugänge verwendet werden. Andernfalls sind ggf. Änderungen des Neuzugangs noch mit zu berücksichtigen. Führt man diese Simulation über zahlreiche Jahre durch, so erhält man eine Bestandsverteilung auch für höhere Alter. Der Einfluss von Wechslern ist ggf. mit zu berücksichtigen (z. B. durch einen Korrekturfaktor oder durch eine Iteration, s. u.).

4. Simulation einer Bestandszusammensetzung erst ab Alter 65

Dieses Verfahren kann angewendet werden, wenn bis Alter 65 ein geeigneter Bestand zur Verfügung steht. In diesem Fall wird der Bestand der 65-Jährigen rechnermäßig fortgeschrieben, d. h. der Bestand wird mit den rechnermäßigen Bisex-Sterbe- und -Stornowahrscheinlichkeiten weiterentwickelt, bis sich ein stabiler Zustand eingestellt hat. Dabei kann davon ausgegangen werden, dass Neuzugang in diesen Altersbereichen keine Rolle mehr spielt. Aufgrund der geringeren Sterblichkeit der Frauen wird sich durch diese Weiterentwicklung ein höherer Frauenanteil einstellen, der im Sinne der Sicherheit ist.

Tarifwechsler können dann vernachlässigt werden, wenn zu erwarten ist, dass mehr Männer als Frauen wechseln. Dies ist beispielsweise dann der Fall, wenn der Beitragsvorteil für Männer im Alter höher ist als für Frauen

(z. B. in der Vollversicherung aufgrund der steileren Männerprofile und der höheren Kopfschäden bei Männern in höheren Altern).

### **3.3. Festlegung der Unisex-Sterbewahrscheinlichkeiten**

Abweichend zu der Vorgehensweise bei den Stornowahrscheinlichkeiten in Abschnitt 2.4 erscheint es sachgerecht, für die Gewichtung der Sterbewahrscheinlichkeiten nur Bestände (Personenzahlen) heranzuziehen. Eine Gewichtung mit der Deckungsrückstellung ist ebenfalls möglich, könnte in den höheren Altern jedoch je nach Rückstellungszusammensetzung und aufgrund der tendenziell höheren Rückstellung der Männer, die sich zum Beispiel durch Wechsler von der Bisex- in die Unisex-Welt ergibt, zu einer überproportionalen Berücksichtigung der Männersterbewahrscheinlichkeiten und damit zu einer unvorsichtigen Festlegung der Unisex-Sterbewahrscheinlichkeiten führen. Dieser Sachverhalt ist bei der Festlegung der Gewichtungsfaktoren durch den Aktuar zu beachten.

## **4. Aktuarielle Hinweise zur Festlegung von Kopfschäden**

### **4.1. Einleitung**

Inzwischen liegen erste Erfahrungswerte sowohl zum tatsächlichen Wechselverhalten von der Bisex- in die Unisex-Welt wie auch hinsichtlich der Verteilung des Neugeschäftes vor. Unter Abschnitt 4.2 wird diskutiert, ob und inwieweit dies schon jetzt eine Modifikation der bei Erstkalkulation verwendeten Kalkulationsverfahren erforderlich erscheinen lässt. Aufgrund wachsender Bestände in den geöffneten Unisex-Tarifen bei gleichzeitigem Bestandsabbau in den geschlossenen Bisex-Tarifen stellt sich außerdem die Frage, wie die Daten der Unisex-Tarife geeignet in die Kopfschadenkalkulation einbezogen werden können. Unter Abschnitt 4.3 werden damit zusammenhängende Grundsatzprobleme beleuchtet und entsprechende Kalkulationsverfahren vorgeschlagen. Weitere von Aktuaren zu beachtende Aspekte bei der Kopfschadenkalkulation (auch in der Bisex-Welt) werden unter Abschnitt 4.4 beschrieben.

### **4.2. Überprüfung der Geschlechterverteilungen**

Die Geschlechterverteilung stellt selbst keine eigene Rechnungsgrundlage dar. Sie wird allerdings zwingend gebraucht, um die geschlechtsabhängig vorliegenden Kopfschäden in geschlechtsunabhängige umzurechnen. Die Geschlechterverteilung hat somit in der Regel einen *wesentlichen* Einfluss auf die anzusetzende Unisex-Kopfschadenreihe. Gleichzeitig ist deren Ermittlung aber mit großen Unsicherheiten behaftet. So zeigen die Erfahrungen seit Unisex-Einführung Ende 2012, dass die Wechselbewegungen von Bisex-Tarifen in Unisex-Tarife häufig überschätzt wurden. Hierbei ist allerdings zu konstatieren, dass diese Überschätzung insbesondere bei oszillierenden Iterationsergebnissen zwingend erforderlich für eine ausreichende Kalkulation war und insofern noch nicht auf unzutreffende Modellannahmen hinweisen muss.

Grundsätzlich sind für die Unisex-Kalkulation erwartete Wechselbewegungen und Neugeschäft für eine Simulation der zu erwartenden Bestandsverteilung anzusetzen. Der üblichen Kalkulationslogik der Kopfschäden folgend sind dabei die Verhältnisse im auf den Anpassungszeitpunkt folgenden Beobachtungsjahr maßgeblich. Eine darüber hinausgehende Betrachtung bis hin zu dem längerfristig erwarteten Gleichgewichtszustand der Geschlechterverteilung ist sinnvoll, sofern dies in der Zwischenzeit nicht zu dauernden systematischen Unterdeckungen führt.<sup>8</sup>

*„Unabhängig davon erforderte eine adäquate Berücksichtigung von Bestandsveränderungen im Voraus (vorausgesetzt, man könnte sie abschätzen) eine*

---

<sup>8</sup> Nach Einführung eines Unisex-Tarifs könnte in der Übergangszeit eine temporäre Unterdeckung toleriert werden, sofern bei Erstkalkulation maximal drei Neugeschäftsjahre (prognostizierter Neuzugang) berücksichtigt wurden und sich die tatsächliche Bestandsentwicklung im Zielkorridor befindet. Mögliche Verluste in diesem Zeitraum gingen dann zu Lasten des Geschäftsergebnisses. (Eine Absicherung dieser Vorgehensweise durch gesetzgeberische Maßnahmen wäre wünschenswert.)

*zweidimensionale Kalkulation (Dimensionen Geburtsjahr und Alter) und damit den Übergang auf ein völlig neues Kalkulationsmodell. Versuche, dieser Zweidimensionalität im Rahmen des bisherigen eindimensionalen Kalkulationsmodells durch geeignet modifizierte Kopfschäden und Ausscheidewahrscheinlichkeiten Rechnung zu tragen, sind inkompatibel mit dem gegenwärtigen AF-Verfahren, da solche Kopfschäden nicht mehr in jedem Geschäftsjahr mit den tatsächlichen Leistungsaufwendungen korrespondieren. Darüber hinaus würden die Leistungsaufwendungen kalkulatorisch nicht mehr wie bisher den sie verursachenden Geburtsjahrgängen zugeordnet, sondern systematisch intergenerativ umverteilt."*

Des Weiteren liegen inzwischen auch schon erste – wenngleich meistens auch noch nicht sonderlich aussagefähige – Daten zur Neugeschäftsverteilung vor, die im oben zitierten Ursprungspapier natürlich noch keine Rolle spielen konnten. („Veränderungen der Geschlechterverteilung im künftigen Neugeschäft bleiben grundsätzlich unberücksichtigt.“)

Wesentlich für die weitere Behandlung des Themas ist § 6 Abs. 3 KalV:

*„Bei der Ermittlung der rechnungsmäßigen Kopfschäden für einen bestehenden Tarif sind für die einzelnen Bestandsgruppen die tatsächlichen Schadenergebnisse früherer Jahre mit einzubeziehen und mathematisch-statistische Verfahren zum Ausgleich von Zufallsschwankungen zu verwenden. Ist wegen geringer Bestandsgröße der Ausgleich von Zufallsschwankungen auf diese Weise nicht zu erreichen, so sind Stütztarife zu verwenden. Liegen auch keine Stütztarife vor, so ist der Schadenbedarf nach mathematisch-statistischen Grundsätzen zu schätzen.“*

Für die Ermittlung der rechnungsmäßigen Kopfschäden eines Unisex-Tarifes stehen somit folgende Informationen zur Verfügung:

- Geschlechts- und altersabhängig vorliegende und auf die spezifischen Gegebenheiten des Unisex-Tarifs zugeschnittene Kopfschäden geeigneter Stütztarife aus dem Bisex- und Unisex-Bereich; dazu können natürlich zukünftig auch die Daten des zu betrachtenden Unisex-Tarifs gehören.
- Die beobachtete Geschlechterverteilung im zu betrachtenden Unisex-Tarif differenziert nach Neugeschäft und Tarifwechseln.
- Die beobachtete Geschlechterverteilung geeigneter Stütztarife oder entsprechender homogener Tarifgruppen (siehe Abschnitt 4.2.1.1)

*„Bei der Erstkalkulation wurden Bedarfskopfschäden und Geschlechterzusammensetzung aus Stütztarifen geschätzt, wobei die Stütztarife für die Kopfschäden und Geschlechterzusammensetzung durchaus verschieden sein konnten (ein Stütztarif, der für die Kopfschadenherleitung geeignet ist, könnte für den Geschlechtermix unpassend sein und umgekehrt). In der Einführungsphase sind diese Größen, bis ein „ausreichender“ Bestand erreicht ist, weiterhin aus den Stütztarifen abzuleiten.“*

*Solange keine Daten bzw. Erfahrungen über stabile Unisex-Bestände vorliegen, ist ggf. ein Modellbestand zu konstruieren, der dann als Stütztarifbestand fungiert.*

*Bis man die Bedarfskopfschäden aus dem Zieltarif ableiten kann, vergehen mehrere Jahre, da nach KalV dem Einfluss der Selektion ausreichend Rechnung zu tragen ist. Dies erfolgt in der Regel durch das Herausrechnen von mehreren Beginnjahren. Damit werden aber für echte Neuzugänge erst nach vier oder mehr Jahren erste Leistungen im Zieltarif berücksichtigt werden können. Hingegen kann die Bestandszusammensetzung nach Alter und Geschlecht in Teilen bereits früher berücksichtigt werden, denn gerade in dem Alterssegment mit Neugeschäft wird sich früher eine verwendbare, dauerhafte Geschlechterzusammensetzung herauskristallisieren. Daneben wird es aber natürlich Alterssegmente geben, in denen kaum oder kein Bestand vorhanden ist. Für diese Alterssegmente ist weiterhin die modellhafte Zusammensetzung wie bei der Erst- oder letzten Nachkalkulation zu ermitteln. Daher sollte die Ermittlung des Bedarfsschadens schrittweise aus den Stütztarifen auf den Zieltarif überführt werden. Ein Übergang von einer Phase zur nächsten ist im Rahmen einer allgemeinen Beitragsanpassung in dem Tarif möglich (Verfahrensänderung gemäß §14 Abs. 3 KalV) und notwendig damit das Verfahren der AF-Ermittlung und der Nachkalkulation sich nicht auseinander entwickeln."*

In der Anlaufphase von Unisex-Tarifen wird es über eine kürzere oder längere Zeitspanne hinweg (zumindest in gewissen Altern) noch keine ausreichenden Bestände zur Ermittlung einer belastbaren Geschlechterverteilung geben. Während dieser Zeit erscheint es grundsätzlich sinnvoll, das im Folgenden dargestellte iterative Verfahren zur Herleitung einer Geschlechterverteilung zu verwenden. Die Konstruktion geeigneter Modellbestände über andere Verfahren ist natürlich ebenfalls zulässig.

#### **4.2.1. Verfahren zur Ermittlung einer geeigneten Geschlechterverteilung<sup>9</sup>**

##### **4.2.1.1. Bestimmung einer Ausgangs-Geschlechterverteilung (Minimalansatz)**

Zu Beginn des Verfahrens steht die Herleitung von – zum Anpassungszeitpunkt bzw. Tarifeinführungszeitpunkt – auskömmlichen Bisex-Ausgangskopfschäden für beide Geschlechter. Diese werden nach den üblichen aktuariell anerkannten Verfahren der Bisex-Kalkulation entweder aus tarifeigenen Beobachtungen oder aus Stütztarifen hergeleitet (siehe Abschnitt 4.3). Als wesentliche Abweichung zur herkömmlichen Bisex-Kopfschadenherleitung wird bei den Ausgangskopfschäden auf

---

<sup>9</sup> Das geschilderte Verfahren entstammt aus dem DAV Fachgrundsatz „Aktuarielle Hinweise zur (Erst)Kalkulation von Unisex-Tarifen in der Privaten Krankenversicherung“. Es wurde lediglich reaktionell überarbeitet

eine Umlage der Schwangerschaftskosten verzichtet, da eine solche Umlage den später aus den Ausgangskopfschäden gemittelten Unisex-Kopfschaden verzerren könnte.

Die Festlegung der geschlechtsunabhängigen rechnungsmäßigen Kopfschäden eines Tarifs T soll unter der Maßgabe erfolgen, dass der rechnungsmäßige Schaden (in Summe beider Geschlechter) je Alter unverändert bleibt. Mit

$L_x^T, L_y^T$  = geschlechtsabhängige Bestände und

$K_x^T, K_y^T$  = geschlechtsabhängige Kopfschäden

gilt somit:

$$L_x^T \cdot K_x^T + L_y^T \cdot K_y^T = L_{x/y}^T \cdot K_{x/y}^T \quad \text{für alle Alter } x, y \text{ mit } L_{x/y}^T = L_x^T + L_y^T$$

Danach muss gelten

$$\begin{aligned} K_{x/y}^T &= \frac{L_x^T \cdot K_x^T + L_y^T \cdot K_y^T}{L_{x/y}^T} = \frac{L_x^T}{L_{x/y}^T} \cdot K_x^T + \frac{L_y^T}{L_{x/y}^T} \cdot K_y^T = \frac{L_x^T}{L_{x/y}^T} \cdot K_x^T + \frac{L_{x/y}^T - L_x^T}{L_{x/y}^T} \cdot K_y^T \\ &= \frac{L_x^T}{L_{x/y}^T} \cdot K_x^T + \left(1 - \frac{L_x^T}{L_{x/y}^T}\right) \cdot K_y^T \end{aligned}$$

Schreibt man für den Männer-Anteil  $M_x^T = \frac{L_x^T}{L_{x/y}^T}$ , so erhält man die Darstellung:

$$K_{x/y}^T = M_x^T \cdot K_x^T + (1 - M_x^T) \cdot K_y^T$$

Diese einfache Formel ist allerdings nur dann berechenbar, falls  $L_{x/y}^T > 0$ ; selbst dann kann bei geringen Beständen  $L_{x(y)}^T$  das Resultat kaum als repräsentativ (für die Geschlechterverteilung im weiteren Versicherungsverlauf) gelten. Analog zur Zerlegung der Kopfschäden in Grundkopfschaden und Profil wird deshalb eine Zerlegung  $M_x^T = M^T \cdot m_x^G$  vorgenommen:

$m_x^G$  bildet die altersabhängige Geschlechterverteilung einer in dieser Hinsicht homogenen Tarifgruppe G ab, die den Tarif T enthält. Die Homogenität bezieht sich nicht auf die Geschlechterverteilung selbst, sondern auf die *Altersabhängigkeit* der Geschlechterverteilung (zu diesem Zweck wurde die Normierung vorgenommen). Zusammen mit dem tarifabhängigen Faktor  $M^T$  wird dann die Bestandsverteilung im Tarif (genauer: der Anteil Männer) abgebildet. Um eine möglichst repräsentative Geschlechterverteilung zu erreichen, bietet es sich ferner an, Altersgruppen x(y) zu betrachten. Homogene Tarifgruppen könnten beispielsweise Krankheitskostenvollversicherung (KKV), Beihilfever-

sicherung (BHB), Krankheitskostenteilversicherung (KKT), Krankenhaustagegeldversicherung (KHTV), Krankentagegeldversicherung (KTV) und ergänzende Pflegeversicherung (EPV) darstellen. Die Tarifgruppen sind so auszuwählen, dass die Homogenität im obigen Sinne gegeben ist, so dass gegebenenfalls eine feinere Aufspaltung erforderlich wird. Bei ausreichenden Bestandsgrößen ist allerdings gemäß jetziger Gesetzeslage die Geschlechterverteilung stärker zu differenzieren – letztlich bis auf Tarifebene. Die Herleitung über zusammengefasste Tarife bedarf einer entsprechenden Begründung.

Sollte der Bestand insbesondere in höheren Altern dennoch nicht ausreichend sein, um eine repräsentative Geschlechterverteilung zu erreichen, sind weitere Maßnahmen erforderlich wie z. B. eine Bestandsprojektion bzw. -fortschreibung oder die Verwendung von Stützbeständen.

$M^T$  bildet die altersübergreifende Geschlechterverteilung des Tarifs  $T$  selbst ab.

Zur Gewinnung der  $m_x^G$  kann man wie oben vorgehen und fordern, dass

$$\sum_{T \in G} L_x^T \cdot K_x^T + \sum_{T \in G} L_y^T \cdot K_y^T = \sum_{T \in G} L_{x/y}^T \cdot K_{x/y}^T = \sum_{T \in G} L_{x/y}^T \cdot (m_x^G \cdot K_x^T + (1 - m_x^G) \cdot K_y^T) \quad \text{für alle } x, y.$$

Inhaltlich werden tarifspezifische Unterschiede hierbei vorläufig vernachlässigt und die Faktoren  $M^T$  gedanklich auf 1 gesetzt.

Daraus lässt sich  $m_x^G$  prinzipiell bestimmen als

$$m_x^G = \frac{\sum_{T \in G} L_x^T \cdot K_x^T + \sum_{T \in G} L_y^T \cdot K_y^T - \sum_{T \in G} L_{x/y}^T \cdot K_y^T}{\sum_{T \in G} L_{x/y}^T \cdot K_x^T - \sum_{T \in G} L_{x/y}^T \cdot K_y^T}$$

falls der Nenner nicht verschwindet.

Die Berechnungen können zu offensichtlich unbrauchbaren Ergebnissen  $m_x^G < 0$  oder  $m_x^G > 1$  führen, wenn für eine Altersgruppe  $x(y)$  nicht in allen Tarifen der Tarifgruppe einheitlich  $K_x^T \leq K_y^T$  gilt – oder einheitlich  $K_x^T \geq K_y^T$ .

Da sich die Fälle, in denen  $K_x^T = K_y^T$  in der Formel ohnehin aufheben, genügt es, zwischen Tarifen mit  $K_x^T < K_y^T$  und solchen mit  $K_x^T > K_y^T$  zu unterscheiden. Dies führt zunächst zu zwei Männer-Anteilen, die sich mehr oder weniger stark unterscheiden:

$$m_x^G(K_x < K_y) = \frac{\sum_{T \in G \text{ mit } K_x^T < K_y^T} L_x^T \cdot K_x^T + \sum_{T \in G \text{ mit } K_x^T < K_y^T} L_y^T \cdot K_y^T - \sum_{T \in G \text{ mit } K_x^T < K_y^T} L_{x/y}^T \cdot K_y^T}{\sum_{T \in G \text{ mit } K_x^T < K_y^T} L_{x/y}^T \cdot K_x^T - \sum_{T \in G \text{ mit } K_x^T < K_y^T} L_{x/y}^T \cdot K_y^T}$$

und

$$m_x^G(K_x > K_y)$$

analog.

Diese beiden Werte können nun sinnvoll zu einem einzigen Wert  $m_x^G$  zusammengefasst werden. Fordert man etwa, dass der mit den beiden Werten  $m_x^G(K_x < K_y)$  und  $m_x^G(K_x > K_y)$  Männern zugerechnete Schaden unverändert bleibt

$$\sum_{T \in G \text{ mit } K_x^T < K_y^T} L_{x/y}^T \cdot m_x^G(K_x < K_y) \cdot K_x^T + \sum_{T \in G \text{ mit } K_x^T > K_y^T} L_{x/y}^T \cdot m_x^G(K_x > K_y) \cdot K_x^T = \sum_{T \in G} L_{x/y}^T \cdot m_x^G \cdot K_x^T$$

so erhält man eine gewichtete Zusammenfassung

$$m_x^G = \frac{\sum_{T \in G \text{ mit } K_x^T < K_y^T} L_{x/y}^T \cdot K_x^T}{\sum_{T \in G} L_{x/y}^T \cdot K_x^T} \cdot m_x^G(K_x < K_y) + \frac{\sum_{T \in G \text{ mit } K_x^T > K_y^T} L_{x/y}^T \cdot K_x^T}{\sum_{T \in G} L_{x/y}^T \cdot K_x^T} \cdot m_x^G(K_x > K_y)$$

Der mit den Werten  $1 - m_x^G(K_x < K_y)$  und  $1 - m_x^G(K_x > K_y)$  Frauen zugerechnete Schaden kann sich durch die Zusammenführung auf den Anteil  $1 - m_x^G$  durchaus verändern (sonst würde die Berechnung ohne Fallunterscheidung immer zu einem sinnvollen Ergebnis führen). Das ist aber unproblematisch, da für die weiteren Berechnungen nur die Altersabhängigkeit der Männer-Anteile  $m_x^G$  verwendet, während das Niveau des Männer-Anteils durch den tarifspezifischen Faktor  $M^T$  abgebildet wird.

Ein Vergleich der Ergebnisse aus diesen mehr oder weniger aufwändigen Berechnungen mit dem simplen Ansatz

$$m_x^G = \frac{\sum_{T \in G} L_x^T}{\sum_{T \in G} L_{x/y}^T}$$

ergab nur geringfügige Abweichungen, wenn man für die Tarifgruppen KKV und BHB nur die Bestände in Tarifen mit allgemeiner Krankenhausbehandlung berücksichtigt, um eine Ungleichgewichtung von Kompakt- und Baustein-Versicherten zu vermeiden. Diese Vorgehensweise hat mit ihrer einfacheren Berechnung einen Vorzug, der sie als besonders empfehlenswert erscheinen lässt.

Das Niveau  $M^T$  des Männer-Anteils wird tarifspezifisch festgelegt. Mit seiner Hilfe soll der rechnermäßige Schaden eines Tarifs (in Summe beider Geschlechter) exakt abgebildet werden:

$$\sum_x L_x^T \cdot K_x^T + \sum_y L_y^T \cdot K_y^T = \sum_{x/y} L_{x/y}^T \cdot K_{x/y}^T = \sum_{x/y} L_{x/y}^T \cdot (M^T \cdot m_x^G \cdot K_x^T + (1 - M^T \cdot m_x^G) \cdot K_y^T).$$

Deshalb lässt sich  $M^T$  berechnen gemäß

$$M^T = \frac{\sum_x L_x^T \cdot K_x^T + \sum_y L_y^T \cdot K_y^T - \sum_{x/y} L_{x/y}^T \cdot K_y^T}{\sum_{x/y} L_{x/y}^T \cdot (m_x^G \cdot K_x^T - m_x^G \cdot K_y^T)} = \frac{\sum_x L_x^T \cdot (K_x^T - K_y^T)}{\sum_{x/y} (m_x^G \cdot L_{x/y}^T) \cdot (K_x^T - K_y^T)}$$

Dabei können sich Werte  $M_x^T = M^T \cdot m_x^G$  ergeben, die die Plausibilitätsbedingung  $0 \leq M_x^T \leq 1$  verletzen, was entweder hingenommen oder durch geeignetes Herab- bzw. Heraufsetzen der  $m_x^G$  geheilt werden kann.

Die so gewonnene Geschlechterverteilung  $M_x^T$  wäre zur Berechnung von Unisex-Kopfschäden geeignet, wenn keine Wechsel von der Bisex- in die Unisex-Welt möglich wären. Die Kopfschäden  $K_{x/y}^T = M_x^T \cdot K_x + (1 - M_x^T) \cdot K_y$  stellen somit den minimal anzusetzenden Unisex-Kopfschaden in Tarif  $T$  dar.

Als maximal möglicher Ansatz ist hingegen  $K_{x/y}^{\max} = \max(K_x, K_y)$  anzusehen. Hier wird je Alter jeweils der höhere Kopfschaden aus beiden Geschlechtern zur Fixierung des Unisex-Kopfschadens herangezogen. Es bleibt die Frage nach einem aktuariell geeigneten Ansatz. Diese wird im nachfolgenden Abschnitt behandelt.

#### 4.2.1.2. Iterative Bestimmung einer geeigneten Geschlechterverteilung

Häufig dürfte der Minimalansatz zu niedrig sein, wenn aufgrund von Beitragsvorteilen Wechselbewegungen von der Bisex- in die Unisex-Welt zu erwarten sind, was nach kurzer Zeit voraussichtlich zu einem Erhöhungsbedarf aufgrund einer veränderten Geschlechterzusammensetzung in der Unisex-Welt führen würde.

Hingegen liefert der Maximalansatz zu hohe Neugeschäftsbeiträge, die aktuariell auch nicht sachgerecht sind.

Bei der Kalkulation der Unisex-Neugeschäftsbeiträge sollte also ein geeignetes Verfahren zwischen dem Minimal- und Maximalansatz gefunden werden, welches ausreichend Sicherheiten aufweist und starke Wechselströme vermeidet.

Hinzunehmen ist dabei, dass das Verfahren nicht mit der Berechnung der Auslösenden Faktoren korrespondiert: Wird beispielsweise bei der Kalkulation eine sehr vorsichtige Geschlechterverteilung angesetzt, so zeigt der AF, bei dem gemäß Abschnitt 5.1 die tatsächlichen Bestandsverhältnisse einfließen sollten, einen vermeintlichen Anpassungsbedarf nach unten an. Bei der Nachkalkulation würde dann wieder eine Neubewertung der Geschlechterverteilung erfolgen, sprich: eine erneute Iteration der Wechselströme unter Hinzunahme der aktuellen Bestandsdaten und neuerer Erkenntnisse.

Die Tatsache, dass das Wechselverhalten stark geschlechtsabhängig ist, führt also dazu, dass für die Erstkalkulation (und auch für nachfolgende Kalkulationen) der Unisex-Tarife nicht nur die heute im Tarif vorzufindende Bestandsverteilung unterstellt werden kann, denn die Wechsler bewirken eine ggf. starke Verzerrung. Das Ausmaß der Wechselbewegungen hat dabei Einfluss auf die Festlegung des Beitrags und umgekehrt hängt das Wechselverhalten wiederum von der Beitragshöhe ab. Diese Interdependenzen können unter Festlegung bestimmter (vereinfachender, aber plausibler) Prämissen und Berücksichtigung verschiedener Parameter, die das Wechselgeschehen beeinflussen, simuliert werden, indem der vorhandene Bestand in den Bisex-Tarifen gedanklich vor die Entscheidung gestellt wird, in die Unisex-Welt zu wechseln (dies sind Personen, für die sich bei vergleichbaren tariflichen Leistungen ein Beitragsvorteil ergäbe). Führt man dieses Verfahren iterativ durch, d. h. nimmt man den Prämienvektor, der sich aus den Annahmen über das Wechselverhalten ergeben hätte, wieder als Ausgangsbasis, so erhält man in der Regel zwei Prämienvektoren, zwischen denen die Ergebnisse oszillieren. Im Sinne der Sicherheit ist aus aktuarieller Sicht die höhere Prämie anzusetzen<sup>10</sup>.

Bei der Kalkulation des niedrigeren Prämienvektors wird ein geringer Wechsel unterstellt, während bei dem höheren Prämienvektor ein höheres Wechselverhalten berücksichtigt wird.

Mit Hilfe der Simulation des Wechselprocedere lässt sich somit ermitteln, wie weit von der Maximalkalkulation gemäß Abschnitt 4.2.1.1 nach unten abgewichen werden kann, ohne dass es zu einer unzureichenden Kalkulation kommt. Es wird empfohlen, für die Erstkalkulation und auch für nachfolgende Kalkulationen für die Bemessung der Unisex-Prämien die Bestandswechsel (inkl. Neugeschäftsannahmen, s.u.) mit zu berücksichtigen. Hierbei kann wie folgt vorgegangen werden:

Idealerweise kann unterstellt werden, dass zu einem Unisex-Tarif eine leistungsideutische (oder zumindest sehr leistungsähnliche) Bisex-Tarifvariante existiert; Wechsel finden ausschließlich zwischen diesen Tarifvarianten statt (keine sonstigen internen Tarifwechsel). Wechselhemmnisse bestehen nicht, so dass auch unterstellt werden kann (muss), dass das Wechseln nicht risikogesteuert ist. Sollten diese Voraussetzungen bei gegebener unternehmensindividueller Tariflandschaft unrealistisch sein, so sollten die möglichen Tarifwechsel genauer analysiert werden.

Die Wechselbereitschaft nach Unisex hängt zum einen ab von der Höhe des Beitragsvorteils, der mit einer Umstellung erzielt werden kann; zum anderen lässt — dies zeigen auch die Wechselbewegungen innerhalb der GKV — die Flexibilität mit dem Alter nach. Andererseits könnte die Wechselwahrscheinlichkeit durch die Verpflichtung gemäß Tarifwechselleitfaden oder zumindest § 6 Abs. 2 der VVG-InfoV, auf einen Wechsel im Rahmen der Beitragsanpassung hinzuweisen, ab dem Alter

---

<sup>10</sup> Dabei ist insbesondere im Rahmen von Nachkalkulationen darauf zu achten, dass die resultierende Prämie risikogerecht ist (§10 (1) KVA) und es zu keiner unsachgemäßen Ausweitung des ursprünglich einkalkulierten Sicherheitsniveaus kommt.

55 oder 60 steigen. Diese Effekte sind zum Teil gegenläufig und in ihrer Auswirkung auf die zu erwartende Wechselbereitschaft nur schwer zu messen. Die zum Erstkalkulationszeitpunkt bzw. zum Anpassungszeitpunkt anzusetzende Bestandsverteilung ist somit zwar weder vom Verantwortlichen Aktuar noch vom mathematischen Treuhänder „exakt nachweisbar“. Jedoch kann sich eine „optimistische“ bzw. „mutige“ Festlegung der Rechnungsgrundlagen durch den Versicherte im Nachhinein (und insbesondere bei einer gerichtlichen Überprüfung) zumindest als irrtümlich (deutlich unzureichend) darstellen. Um das Risiko einer unzureichenden Festsetzung von Rechnungsgrundlagen abzuwenden, sind bestmögliche Annahmen mit den zur Verfügung stehenden Informationen zu treffen und mit ausreichenden Sicherheiten zu versehen.<sup>11</sup>

Die Prämissen und Parameter, die das Wechselverhalten beeinflussen, können in Abhängigkeit eines Beitragsvorteils und einer Mindestschwelle für den Wechsel altersabhängig (z. B. grob unterteilt bis Alter 65/ab Alter 65) festgelegt werden (ein gewisses „Trägheitsmoment“ kann – dies zeigen Erfahrungen – durchaus unterstellt werden). Dazu wurden im DAV-Fachgrundsatz zur Erstkalkulation der Unisex-Tarife folgende Beitragsvorteile und Mindestschwellenwerte vorgeschlagen:

Beitragsvorteil	Mindestschwelle (Voll-/Ergänzungsvers.)	Anteil Wechsler bis Alter 65	Anteil Wechsler ab Alter 65
≥ 30 %	10 EUR/5 EUR	40 %	20 %
≥ 20 %	10 EUR/5 EUR	30 %	15 %
≥ 10 %	10 EUR/5 EUR	20 %	10 %
≥ 5 %	10 EUR/5 EUR	10 %	5 %

Es obliegt dem verantwortlichen Aktuar die Parameter dieser Wechselmatrix sowie die daraus resultierenden Anteile der Wechsler auf der Grundlage der unternehmensindividuellen Verhältnisse und der vorhandenen Informationen (z. B. Tarifwechselstatistiken) bestmöglich und ausreichend sicher festzulegen. Eine mögliche Belegung ist in der Tabelle beispielhaft aufgeführt; es kann an dieser Stelle jedoch schon aus kartellrechtlichen Gründen keine allgemeingültige Zahlenvorgabe als Referenzbelegung für die Parameter geben.

<sup>11</sup> Mit Verweis auf die Rechtsprechung folgert Grote („Die Rechtsstellung der Prämien-, Bedingungs- und Deckungsstocktreuhänder nach dem VVG und dem VAG“), „dass eine Beseitigung jeglicher Äquivalenzstörungen mit Hilfe von Anpassungsklauseln nur möglich ist, wenn die Erstprämie ausreichend bemessen sowie solide und wagnisgerecht kalkuliert worden ist.“ Und „Hätte ein Versicherte somit irgendwie erkennen können, dass seine Kalkulation in gewissen Punkten in der Zukunft nicht haltbar ist, so darf er sich bezüglich dieser Punkte nicht auf einen Anpassungsvorbehalt berufen, wenn er anders kalkuliert hat.“ „Äquivalenzstörungen, die auf eine Realisierung des Irrtums- oder Zufallsrisikos zurückzuführen sind, können nicht unter Rückgriff auf die Anpassungsklauseln beseitigt werden. Von den Klauseln werden nur solche Anpassungen gedeckt, die auf Grund der Verwirklichung des Änderungsrisikos notwendig geworden sind.“

Darüber hinaus können Annahmen über das Neugeschäft getroffen werden, die sich z. B. aus den beobachteten Neuzugängen der Vergangenheit ableiten (bereinigt um einmalige Sondereffekte wie beispielsweise das Endgeschäft 2012 für Männer in die Bisex-Welt). Diese Neugeschäftsannahmen — sie wirken grundsätzlich der durch die Bestandswechsel verursachten Verzerrung entgegen — können bei der Simulation berücksichtigt werden.

Nun wird, wie oben dargestellt, iterativ vorgegangen:

Ausgehend von einem Anfangsbestand (z. B. der Ist-Bestand im Tarif) ergibt sich – beispielsweise gemäß der in dem Abschnitt 4.2.1.1 dargestellten Methode – ein Unisex-Prämienvektor als Startwert. Das Bestandsverhalten wird – basierend auf dem Prämien-Startwert – den festgelegten Modellparametern unterworfen. Hieraus ergibt sich eine neue Bestandsverteilung und daraus eine neue Prämie. Diese wird wiederum fiktiv dem Ist-Bestand „angeboten“, es resultiert ein weiteres Bestand/Prämien-Paar usw.

Die Durchführung dieses iterativen Verfahrens für jeden einzelnen Tarif ist nun zum einen sehr aufwendig, zum anderen sind einige Tarife möglicherweise nur schwach besetzt, so dass sich keine plausiblen Ergebnisse finden ließen. Es dürfte daher ausreichen, die Simulation lediglich für Tarife mit repräsentativen Beständen durchzuführen und die Ergebnisse auf die anderen Tarife zu übertragen, d. h. der Bestand des repräsentativen Tarifs wird dem Wechselmodell iterativ unterworfen, bis ein oberes Bestand/Prämien-Paar erreicht ist. Der zu diesem Fixpunkt zugehörige modellierte Bestand kann dann als Referenzbestandsverteilung in anderen Tarifen (soweit zu dem ausgewählten repräsentativen Tarif passend) zur Mischung der Rechnungsgrundlagen verwendet werden<sup>12</sup>.

#### **4.2.2. Anmerkungen zur Herleitung der Geschlechterverteilung**

In vielen Unisex-Tarifen haben sich die über das oben beschriebene Modell hergeleiteten Geschlechterverteilungen (noch) nicht eingestellt.

Dabei ist dieser Sachverhalt an sich nicht zwangsläufig als kritisch anzusehen. Es muss aber aus aktuarieller Sicht beurteilt werden, ob im Zeitverlauf von einer Annäherung an die angenommene Geschlechterverteilung ausgegangen werden kann. Diese Annahme sollte bereits berücksichtigen, dass bei einem als geschlossenen anzusehenden Bestand die Frauen auf lange Sicht die Männer überleben werden und damit die Sterblichkeiten in hohen Altern dominieren. Eine Änderung der Geschlechterverteilung kann dagegen aber auch mit dem Abbau von Sicherheiten in den Unisex-Kopfschäden einhergehen. Hier muss der Aktuar auf ausreichende Sicherheiten in der Kalkulation achten.

Im Modell zur Herleitung der Geschlechterverteilung, wie es oben vorgestellt wird, wird der Unisex-Beitrag bei einer angenommenen Geschlechterverteilung mit den

---

<sup>12</sup> Sollte das Iterationsverfahren nicht konvergieren, sind die Annahmen zum Wechselverhalten zu überprüfen oder ein anderes geeignetes Verfahren zu verwenden. Bei stetiger Wechselfunktion dürfte es immer einen Fixpunkt geben.

Bisex-Beiträgen der für Umstellungen infrage kommenden Ausgangstarife abgeglichen. Hieraus werden über bestimmte Annahmen Wechselströme simuliert, die zu neuen Geschlechterverteilungen führen. Damit erhält man iterativ eine „stabile“ Geschlechterverteilung oder zwei oszillierende Geschlechterverteilungen, von denen man aus aktuarieller Vorsicht die sicherere wählt. (Ggf. kann es auch zielführend sein, eine mittlere Verteilung als neuen Startwert anzusetzen und diese zur Absicherung nochmals der Iteration zu unterwerfen.)

Dieses iterative Vorgehen erscheint grundsätzlich sinnvoll (konsequenterweise muss allerdings die Kalkulation der für Umstellungen infrage kommenden Bisex-Tarife schon vor der Kalkulation der Unisex-Tarife abgeschlossen werden). Bei der regelmäßigen Überprüfung der Geschlechterverteilung sollen natürlich die jeweils aktuellen Bestände in den Unisex-Tarifen berücksichtigt werden. Erkenntnisse einzelner Altersbereiche sowie deren Übertragbarkeit auf andere Altersbereiche sind zu untersuchen und haben gegebenenfalls Einfluss auf die Parameter. Die Prämissen, die dem Wechselstrom-Modell zu Grunde liegen, sollen eingehend unter Einbeziehung der Erfahrungen aus den Unisex-Erst- und Nachkalkulationen überprüft werden. Dabei sollen nicht nur die derzeit im Modell berücksichtigten Annahmen analysiert werden, es soll auch untersucht werden, ob weitere Annahmen notwendig sind. Es sei aber an dieser Stelle bereits angemerkt, dass eine Berücksichtigung von immer mehr Parametern nicht unbedingt zu einem Informationsgewinn führen muss. Hier sollte ein Gleichgewicht zwischen Realitätsnähe und Praktikabilität gefunden werden. Die Ergebnisse bedürfen immer einer kritischen Überprüfung vor Anwendung in der Unisex-Kalkulation.

Im Folgenden werden Parameter dargestellt, die bei der Überarbeitung des Wechselstrom-Modells Berücksichtigung finden könnten:

- Aus den bisherigen Wechseln von vormals Bisex-Versicherten in die Unisex-Welt kann man grundsätzlich ableiten, ob eine Abhängigkeit zwischen der Beitragsersparnis und der Wechselwahrscheinlichkeit hergestellt werden kann. Diese Ergebnisse sollten im unternehmensindividuellen Wechselstrom-Modell bei der Überprüfung der Geschlechterverteilung berücksichtigt werden.
- Anstehende Zinssenkungen in den Bisex-Tarifen, die aufgrund eines niedrigen AUZ zum Anpassungsjahr notwendig werden, generieren neue Wechselanreize, solange die Rechnungszinsen nicht an die Ansätze der Unisex-Welt angeglichen wurden. Demgegenüber scheint die Wechselmöglichkeit von Bisex nach Unisex bei vielen Versicherten derzeit gar nicht mehr präsent zu sein. Nachdem ein Wechsel zurück in die Bisex-Tarife ausgeschlossen ist, könnten jedoch auch viele informierte Bisex-Versicherte vorerst die weitere Entwicklung abwarten um zu einem späteren Zeitpunkt ggf. zu wechseln. Damit können die zukünftig anzunehmenden Wechselwahrscheinlichkeiten von den sich in der Vergangenheit realisierten Werten in beide Richtungen abweichen.
- Generell dürften stattgefundene Beitragsanpassungen in Bisex-Tarifen dazu führen, dass etwaige Wechselmöglichkeiten seitens der Versicherten stärker nachgefragt werden als in Tarifen ohne Beitragsanpassung.

- Unternehmenspolitische Entscheidungen, die die Wechselanreize der Versicherten in Zukunft beeinflussen (aktive Beratung zu den Wechselmöglichkeiten, Verzicht auf Gesundheitsprüfung, Änderung der BRE-Modalitäten, etc.), sollen — sofern sie überhaupt zu Lasten der Beiträge gehen dürfen — in geeignetem Maß in die Wechsel-Matrix einfließen.
- Ein möglicher Einfluss des im Jahr 2014 formulierten Tarifwechselleitfadens zur kundenfreundlichen Abwicklung von Tarifwechselwünschen gemäß § 204 VVG ist ebenfalls zu berücksichtigen.

Unter der Annahme, dass die Wechselströme von Bisex nach Unisex im Zeitverlauf abnehmen, kann sukzessive bei ausreichender Bestandsgröße (in bestimmten Altersbereichen oder im gesamten Tarif) der Geschlechtermix aus der tatsächlichen Bestandsverteilung abgeleitet werden. Aus diesem Ansatz resultieren dann ggf. deutliche Änderungen im Geschlechtermix mit entsprechenden Auswirkungen auf die Kopfschäden und somit die Beiträge. Nachdem sich die Geschlechterverteilungen mit diesem Ansatz bei jeder Beitragsanpassung ändern können und wegen der sich ändernden Wechselanreize und Neugeschäftszusammensetzungen wohl auch werden, können sich die Beitragsrelationen zwischen Bisex und Unisex immer wieder verschieben. Dennoch kann die Anwendung eines iterativen Verfahrens in dieser Situation häufig unterbleiben, wenn die zu erwartenden Veränderungen der Bestandszusammensetzung vorab keinen signifikanten Einfluss auf die Risikostruktur erwarten lassen (z. B. aufgrund der vorliegenden Bestandsgrößen). Auch zwischen gleichartigen Tarifen mit z. B. unterschiedlichen Selbstbehalten führen Beitragsanpassungen schließlich immer wieder zur objektiven Vorteilhaftigkeit der einen oder der anderen Selbstbehaltsstufe und damit einhergehenden Antiselektionseffekten, ohne dass eine explizite Modellierung der Wechselströme gefordert wird.

Aus aktuarieller Sicht ist letztlich zu beurteilen, ob der Bestand im Unisex-Tarif insgesamt oder in bestimmten Altersbereichen ausreichend groß ist, um ausschließlich hieraus die Geschlechterverteilung herzuleiten und ob Besonderheiten vorliegen, die eine gesonderte Betrachtung möglicher Tarifwechseleffekte notwendig machen könnten. Letzteres könnte der Fall sein, wenn außergewöhnlich starke Veränderungen im Beitragsgefüge drohen. Unter diesem Aspekt sollten Änderungen der kalkulierten Geschlechterverteilung nur sehr vorsichtig vorgenommen werden.

### **4.3. Überprüfung der Unisex-Kopfschäden**

Im Rahmen der Erst- oder Nachkalkulation von Unisex-Kopfschäden sind gedanklich zunächst folgende grundlegende Fragestellungen zu analysieren und zu bewerten:

- Existiert zu dem zu kalkulierenden Unisex-Tarif ein leistungsähnlicher oder sogar leistungsidentischer Bisex-Tarif?

- Gibt es im zu kalkulierenden Unisex-Tarif — zumindest in altersabhängigen Teilbereichen — schon „belastbare“ tarifeigene Bestandszahlen?

In Abhängigkeit der Beantwortung obiger Fragestellungen ist eine differenzierte Herangehensweise an die Kopfschadenkalkulation angezeigt. Wurde bzw. wird bei der Einführung des Unisex-Tarifs das Leistungsversprechen gegenüber dem ursprünglichen Bisex-Tarif signifikant verändert, so ist für die Kalkulation des Unisex-Kopfschadens lediglich eine „normale“ Stützkalkulation — mit entsprechenden Korrekturfaktoren für die vorhandenen Leistungsunterschiede — anwendbar.

Sind die Leistungsversprechen von Bisex- und Unisex-Tarif (nahezu) identisch, so können — immer unter dem Gesichtspunkt der „Stützung“ gemäß § 6 Abs. 3 KalV — Bestands- und Leistungsdaten von Bisex- und Unisex-Tarif zur Kalkulation des Unisex-Tarifs gemischt werden. Die Männer-Ausgangskopfschäden im Unisex-Tarifteil können in diesem Fall aus den Männern des Bisex- und des Unisex-Tarifs kalkuliert werden, für die Frauen-Ausgangskopfschäden wird analog verfahren (im Nachgang werden die so ermittelten Bisex-Ausgangs-Kopfschäden mittels einer geeigneten Geschlechterverteilung (siehe Abschnitt 4.2) zu einem Unisex-Kopfschaden zusammengeführt).

In der Regel wird somit im Unisex-Tarif, im kurz- und mittelfristigen Zeitablauf, der Bisex-Ausgangskopfschaden in jungen Altern überwiegend aus den Unisexbeständen und in den höheren Altern überwiegend aus den Bisex-Beständen gestützt. Die Übergangsgrenze von der Unisex- zur Bisex-Stützung wandert dabei im Zeitablauf kontinuierlich nach oben.

Gleiches gilt natürlich auch für z. B. große Kinder-Bestände, wenn eine untypische Altersverteilung vorliegt und auch sonst keine Umstände vorliegen, die eine abweichende Einschätzung der Risikostruktur fordern.

In Abhängigkeit der Beantwortung der Frage nach „belastbaren“ tarifeigenen Bestandszahlen, ist entsprechend den Ausführungen in den Abschnitten 4.3.1 bis 4.3.3 zu verfahren.

Die Beurteilung der Bestandsgröße im Hinblick auf mögliche Schwankungen der Leistungsanspruchnahme stellt dabei eine aus der Bisex-Kalkulation bekannte Anforderung an die Aktuarien dar und wird daher in diesem Fachgrundsatz nicht weiter thematisiert. Bei der Bestandsverteilung, deren Veränderung deutlich geringere Volatilitäten erwarten lässt, sind häufig geringere Bestandszahlen für eine sinnvolle Prognose ausreichend.

#### **4.3.1. Unisex-Nachkalkulation auf Basis von Bisex-Stütztarifen**

Soweit aus dem Unisex-Tarif noch keine aussagefähigen Daten zur Geschlechterverteilung oder Leistungsanspruchnahme vorliegen, sollte sich das Kalkulationsverfahren weitgehend an dem Verfahren der Erstkalkulation (vgl. Abschnitt 4.2.1) orientieren. Etwaige implizite Sicherheiten (z. B. durch Wahl des Maximalansatzes)

dürfen bis zum Vorliegen gegenteiliger Erkenntnisse aus den eigenen Tarifdaten beibehalten werden.

Um trotz Schließung der Bisex-Stütztarife dauerhaft eine repräsentative Alters- und Bestandsdauervertelung zu berücksichtigen, kann es auch sinnvoll sein, schon vorhandene (allein noch nicht aussagefähige) Leistungs- und Bestandsdaten der Unisex-Tarife zu den Stützdaten hinzuzumischen.

#### **4.3.2. Unisex-Nachkalkulation in der Übergangsphase mit schrittweiser Einbeziehung eigener Beobachtungswerte**

Mögliche Kalkulationsverfahren zur schrittweisen Einbeziehung eigener Beobachtungswerte lassen sich aus den in Abschnitt 5.3 beschriebenen Übergangsphasen für die AF-Ermittlung ableiten:

- In einem Altersbereich B ist bereits ausreichender Bestand vorhanden, um die Geschlechterverteilung zu schätzen. Außerhalb von B ist dies nicht der Fall. Für die Kopfschadenkalkulation ist hier die Geschlechterverteilung im Altersbereich B schon anhand der eigenen Tarifdaten unter angemessener Einbeziehung der zu erwartenden Tarifwechselbewegungen zu überprüfen (vgl. Abschnitt 4.2). Die Ermittlung der geschlechtsabhängigen Anpassungssätze und Grundkopfschäden basiert dagegen noch vollständig auf den Beobachtungswerten und Bestandsverteilungen in den Bisex-Stütztarifen. Analog zu Abschnitt 4.3.1 kann ein Hinzumischen schon vorhandener Leistungs- und Bestandsdaten der Unisex-Tarife sinnvoll sein.
- In einem Altersbereich  $B_1$  ist nicht nur die Geschlechterverteilung repräsentativ, sondern auch die Altersverteilung verwendbar. In einem disjunkten Altersbereich  $B_2$  ist wie in Phase 1 nur die Geschlechterverteilung verwendbar. Außerhalb der beiden Bereiche müssen alle Daten aus Stütztarifen kommen. Da die Kopfschadenkalkulation ohnehin einzelaltersgenau erfolgen muss, ergibt sich aus den Erkenntnissen zur Altersverteilung kein verändertes Kalkulationsverfahren. Sofern die geschlechtsabhängigen Anpassungssätze unter Berücksichtigung einer veränderten Altersverteilung bestimmt werden, muss diese allerdings auch bei der Grundkopfschadenermittlung verwendet werden. Unter der Annahme eines korrekten Profilansatzes führt diese Vorgehensweise aber zu den gleichen Kopfschäden wie oben beschrieben.
- In einem Altersbereich  $B_1$  liegen auch signifikante Beobachtungen zur Leistungsanspruchnahme vor. In einem disjunkten Altersbereich  $B_2$  ist wie in den oben beschriebenen Szenarien nur die Geschlechterverteilung und/oder Altersverteilung verwendbar. Außerhalb der beiden Bereiche müssen alle Daten aus Stütztarifen kommen.

Die altersabhängigen Kopfschäden für den Altersbereich  $B_1$  können hier direkt nach den unter Abschnitt 4.3.3 beschriebenen Kalkulationsverfahren bestimmt werden. Die Kopfschadenermittlung im Altersbereich  $B_2$  erfolgt wie in oben beschriebenen Szenarien. Die Kopfschadenreihen der beiden Alterssegmente

müssen dann in einem Übergangsbereich geeignet interpoliert werden (analog zum Kopfschadenkorrekturmodell, beschrieben in der PKV-Richtlinie "Berücksichtigung der Selektionswirkung in der Erst- und Nachkalkulation in der Privaten Krankenversicherung").

#### **4.3.3. Unisex-Nachkalkulation ausschließlich auf Basis eigener Tarifdaten**

Soweit vollständig aussagefähige Beobachtungswerte aus dem Unisex-Tarif vorliegen und die beobachtete Geschlechterverteilung auch unter Berücksichtigung der zu erwartenden Wechselbewegung für die Zukunft als ausreichend angesehen wird, können die Kopfschäden nach den üblichen Methoden für Bisex-Tarife kalkuliert werden (für die Profilermittlung können natürlich weiterhin Stützdaten hinzugezogen werden.). Denkbar ist dabei eine getrennte Überprüfung der geschlechtsabhängigen Kopfschadenansätze und der Geschlechterverteilung mit anschließender Mittelung zu einem geschlechtsunabhängigen Ansatz. Noch einfacher erscheint es, das Geschlechtsmerkmal bei der Betrachtung der Rohdaten direkt zu vernachlässigen. Dabei ist jedoch zu beachten, dass in der Vergangenheit beobachtete Veränderungen der Geschlechterverteilung im Rahmen der Trendfortschreibung bei der Kopfschadenermittlung in die Zukunft extrapoliert werden.

#### **4.4. Andere Auswirkungen auf die Nachkalkulation (Bisex/Unisex)**

Die Bestände der Unisex-Tarife werden im Zeitverlauf immer weiter zunehmen und irgendwann für die Kalkulation auf Basis eigener Beobachtungen ausreichen. Zeitgleich werden die Bestände der Bisex-Tarife abnehmen, so dass die Notwendigkeit einer Stütztarifikalkulation (auf Unisex-Tarifen) gegeben ist. Durch die Einführung neuer Unisex-Tarife, welche keine Spiegelung bestehender (ausreichend besetzter) Bisex-Tarife darstellen, entsteht die weitere Notwendigkeit, Unisex-Tarife mit ausreichenden Beständen als Stütztarife zu verwenden.

Der folgende Abschnitt befasst sich mit der Fragestellung, was in dem Fall zu beachten ist, wenn bei der Kalkulation eines Bisex- oder Unisex-Tarifs auf bestehende Unisex-Tarife als Stütztarife zurückzugreifen ist.

##### **4.4.1. Kalkulation auf Basis von Unisex-Tarifen als Stütztarife**

Neben dem in Abschnitt 4.3.3 dargestellten Hinweis auf die gegebenenfalls notwendige getrennte Trendfortschreibung von Kosteninflation und Geschlechterverteilung wird es in Zukunft auch für die Nutzung der Unisex-Tarife notwendig sein, Bestands- und Leistungsdaten der Unisex-Tarife in Abhängigkeit von dem Geschlecht vorzuhalten. Auch wenn die Bestände der Unisex-Tarife selber stabil genug sind, um die geschlechtsunabhängigen Kopfschäden ohne den Umweg über die geschlechtsabhängigen Kopfschäden und die Geschlechterverteilung aus sich selbst heraus ermitteln zu können, so kann dieser Unisex-Tarif doch als Stütz-

tarif für einen Bisex-Tarif oder einen anderen Unisex-Tarif ohne ausreichende eigene Bestände unter Beachtung von § 14 Abs. 4 der Kalkulationsverordnung benötigt werden.

Für die Stützung eines Bisex-Tarifs ist die Notwendigkeit geschlechtsabhängiger Daten direkt ersichtlich. Ist die Stützung eines anderen Unisex-Tarifs notwendig, so ist auch hier immer die Geschlechterverteilung des zu stützenden Tarifs zu beachten. Gegebenenfalls werden dann wieder die Kalkulation geschlechtsabhängiger Kopfschäden und die Mittelung entsprechend der zu erwartenden Geschlechterverteilung des neuen Unisex-Tarifs analog zur Erstkalkulation der Unisex-Tarife (vgl. Abschnitt 4.2.1) notwendig.

#### **4.4.2. S-Kosten-Verteilung in Bisex-Tarifen**

Aufgrund der Alterung in den für den Neuzugang geschlossenen Bisex-Tarifen wird der Bestand an Frauen in den schwangerschaftsrelevanten Altern zurückgehen. Die Möglichkeit des Wechsels in einen Unisex-Tarif wird diese Entwicklung gegebenenfalls beschleunigen. Hierbei ist folgende Vorgehensweise möglich:

Erfolgt die Kopfschadenherleitung unter Hinzunahme der Beobachtungen eines für den Neuzugang geöffneten Unisex-Tarifs, welcher aufgrund der Altersstruktur mehr S-Kosten als der zu stützende Bisex-Tarif beinhaltet, so ist der S-Kosten-Kopfschaden aus allen Beobachtungen (inkl. Unisex-Tarif) zu ermitteln und aus den Gesamtkopfschäden zu eliminieren. Die S-Kosten-Umlage erfolgt jedoch auf Basis der Bestände des zu stützenden Bisex-Tarifs. Durch das Auslaufen der Bestände in den relevanten Altersgruppen konvergiert diese S-Kosten-Umlage gegen Null. Sind in einem Tarif zum Beispiel aufgrund der Altersstruktur keine S-Kosten zu erwarten, so sind auch keine umzulegen. Die resultierenden Kopfschäden enthalten keine S-Kosten.

S-Kosten sind, wie auch alle anderen Leistungen, auf Basis von Beobachtungen der Vergangenheit, bezogen auf die erwartete zukünftige Situation zu kalkulieren. Werden für die Zukunft keine S-Kosten erwartet, so sind auch keine zu kalkulieren. Sollten in Einzelfällen doch S-Kosten auftreten, so sind diese wie auch andere nicht zu erwartende Leistungen durch den Unternehmensüberschuss zu tragen.

#### **4.4.3. Kopfschäden für die Beobachtungseinheit der Kinder**

Die Beobachtungseinheit der Kinder wurde bereits in der Bisex-Welt geschlechtsunabhängig kalkuliert. In der Praxis haben viele Unternehmen mit Wirksamkeit des EuGH-Urteils neue Tarife eingeführt, die häufig (zumindest weitestgehend) leistungsgleich zu bestehenden Bisex-Tarifen sind und insoweit vergleichbare Kopfschadenansätze haben sollten.

Aus diesem Blickwinkel ergibt sich, die geschlechtsunabhängig betrachteten Kinder der Zugänge vor dem 21.12.2012 zusammen mit den geschlechtsunabhängig betrachteten Kinder der Zugänge ab dem 21.12.2012 zu kalkulieren solange die Voraussetzungen für eine (gegenseitige) Stützung gemäß §14 Abs. 4 KalV gegeben

sind und dies in den Technischen Berechnungsgrundlagen nachvollziehbar dokumentiert ist.

Für den Fall, dass mit der Einführung der Unisex-Tarife Leistungsveränderungen einhergehen, muss bewertet werden, ob diese so gravierend sind, dass für die Herleitung von Kopfschäden eine gemeinsame Betrachtung ausscheidet. Da in der Regel die Nachversicherung von Neugeborenen in Unisex-Tarifen erfolgt, ist in dem Fall vom verantwortlichen Aktuar zu überprüfen, inwieweit aufgrund einer untypischen Altersstruktur in der jeweiligen Beobachtungseinheit der Kinder eine ggf. gegenseitige Stützung der Tarife erforderlich oder zumindest sinnvoll ist.

Außer Kraft

## 5. Aktuarielle Hinweise zur Berechnung der Auslösenden Faktoren

### 5.1. Einleitung

In diesem Abschnitt sollen Überlegungen für die Ermittlung des Auslösenden Faktors (AF) in den ersten Jahren nach Einführung der Unisex-Tarife dargestellt werden. Bereits heute werden bei Tarifen, die ganz oder teilweise auf Basis von Stütztarifen kalkuliert werden, in den technischen Berechnungsgrundlagen geeignete Verfahren angegeben, um unter Berücksichtigung der statistischen Datenqualität (Versicherungsschutz und Größe der Kollektive) einen geeigneten auslösenden Faktor zu bestimmen. Damit der Geschlechtermischung eine neue und für die statistische Datenqualität relevante Größe hinzukommt, werden hier Hinweise zu deren Berücksichtigung gegeben. Es obliegt dem jeweiligen Aktuar zu prüfen, ob und in welchem Umfang diese angewendet werden.

Gesetzliche Grundlage für die AF-Ermittlung auf Basis von Stütztarifen ist § 14 Abs. 4 KalV:

*„Ist in einer Beobachtungseinheit eines Tarifes die Anzahl der Versicherten nicht ausreichend groß, um die Schadenerwartung statistisch gesichert zu ermitteln, ist die Gegenüberstellung der erforderlichen und der kalkulierten Versicherungsleistungen anhand des Schadenverlaufs der Tarife vorzunehmen, deren Rechnungsgrundlagen zur Erstkalkulation verwendet worden sind. Sind bei der Erstkalkulation die von der Bundesanstalt veröffentlichten Wahrscheinlichkeitstabellen verwendet worden, so sind die erforderlichen Versicherungsleistungen anhand dieser Wahrscheinlichkeitstabellen zu berechnen. Kann das Unternehmen auf die Rechnungsgrundlagen der Erstkalkulation nach Satz 1 nicht zurückgreifen, gilt Satz 2 entsprechend. Ist die Erstkalkulation in anderer Weise vorgenommen worden, so sind die erforderlichen Versicherungsleistungen auf Grund vergleichbar aussagefähiger Grundlagen zu ermitteln.“*

Die Geschlechtermischung spielt zunächst – auf der Ebene der Bisex-Stütztarife – keine Rolle. Der geschlechtsabhängige Schadenverlauf kann nach den bisher üblichen Verfahren aus den Stütztarifen abgeleitet werden. Im Hinblick auf die Geschlechtermischung ist jedoch gerade in der Einführungsphase der Tarife von größeren Schwankungen auszugehen, bedingt z. B. durch Beitragsanpassungen im Bisex-Bereich und dadurch ausgelöste Wechselbewegungen bestimmter Bestands- und Altersgruppen. Daher wäre es sinnvoll, dass der AF bei einer Abweichung der Bestandszusammensetzung von dem rechnungsmäßigen Ansatz zeitnah anspricht, so dass die bei der Erstkalkulation bzw. vorhergehenden Nachkalkulation verwendete Bestandsverteilung überprüft werden kann. Dies gilt umso mehr, weil auch die verwendeten Bisex-Stütztarife von der Einführung der Unisex-Tarife beeinflusst werden: Die Besetzung insbesondere in den Zugangsaltern nimmt ab, und je mehr Bestandswechsel stattfindet, desto weniger ist die Geschlechtermischung des Stütztarifs repräsentativ, weil sich z. B. bei abgehenden Frauenbeständen der Männeranteil im Stütztarif „unnatürlich“ erhöht.

Zweck des AF-Verfahrens ist es, die „erforderlichen mit den kalkulierten Versicherungsleistungen zu vergleichen“ (§ 155 Abs. 3 VAG). Daher ist es sachgerecht, zur Ermittlung der rechnungsmäßigen Schäden des Unisex-Tarifs dessen rechnungsmäßige Geschlechtermischung heranzuziehen, da diese auch der Kalkulation zugrunde liegt und daher maßgeblichen Einfluss auf die Höhe der zur Deckung der Schäden zur Verfügung stehenden Beiträge hat. Da sich eine Änderung der tatsächlichen Geschlechtermischung im Unisex-Tarif auf die tatsächlichen Schäden auswirkt, nicht jedoch auf die Höhe der Beitragseinnahmen, erscheint es im Sinne der o. g. Vorschrift angeraten, dass der AF in solchen Fällen eine Abweichung anzeigt, sofern diese bereits statistisch aussagekräftig geschätzt werden kann.

Im Folgenden wird die Betrachtung in erster Linie auf die Ermittlung der tatsächlichen Schäden (Bedarfsschäden) beschränkt. Alle übrigen Größen stehen für die AF-Ermittlung auch in der Einführungsphase zur Verfügung oder können entsprechend aus den folgenden Überlegungen übernommen werden.

## **5.2. Einflussgrößen auf die Bedarfsschäden**

Der Bedarfsschaden lässt sich zum Beispiel wie folgt ermitteln:

$$\sum_{x,y} L_x \cdot K_x^{Bedarf} + L_y \cdot K_y^{Bedarf}$$

Damit ist er abhängig von den Bedarfskopfschäden der Männer und Frauen, der Geschlechterzusammensetzung und der Altersverteilung des Bestandes.

Bei der Erstkalkulation werden diese Größen aus Stütztarifen geschätzt, wobei die Stütztarife für die Kopfschäden und die Geschlechterzusammensetzung durchaus verschieden sein können (ein Stütztarif, der für die Kopfschadenherleitung geeignet ist, könnte für den Geschlechtermix unpassend sein und umgekehrt). Solange keine Daten bzw. Erfahrungen über stabile Unisex-Bestände vorliegen, ist ggf. ein Modellbestand zu konstruieren, der dann als Stütztarifbestand für die Geschlechtermischung fungiert.

## **5.3. Ermittlung der Bedarfsschäden in der Übergangsphase**

Bis man die Bedarfskopfschäden aus dem Zieltarif ableiten kann, vergehen oft mehrere Jahre, da nach KalV dem Einfluss der Selektion ausreichend Rechnung zu tragen ist. Dies erfolgt in der Regel durch das Herausrechnen von mehreren Beginnjahren. Damit werden aber erst nach mehreren Jahren erste Leistungen von Versicherten aus dem Neugeschäft im Zieltarif berücksichtigt werden können.

Hingegen kann die Bestandszusammensetzung nach Alter und Geschlecht in Teilen evtl. bereits früher berücksichtigt werden. Der Abzug von Beginnjahren ist hierbei nicht unbedingt erforderlich, da die Selektion keine Rolle spielt. Daneben wird es aber natürlich Alterssegmente geben, in denen kaum oder kein Bestand vorhanden

ist. Für diese Alterssegmente ist weiterhin die modellhafte Zusammensetzung wie bei der Erst- oder letzten Nachkalkulation zu ermitteln.

In der Übergangsphase von den Stütztarifen auf den Zieltarif kann man den Bedarfsschaden in folgende Komponenten zerlegen, die zu unterschiedlichen Zeitpunkten von der Datenbasis der Stütztarife auf die des Zieltarifs umgestellt werden können:

$$BS = \sum_{x,y} g_x \cdot (L_x + L_y) \cdot K_x + (1 - g_x) \cdot (L_x + L_y) \cdot K_y$$

mit

$g_x$  = Männeranteil zur Festlegung der Geschlechterverteilung

$L_x, L_y$  = Bestände zur Festlegung der Altersverteilung

$K_x, K_y$  = Kopfschäden

Bezüglich der Altersverteilung und der Kopfschäden ergeben sich durch die Unisex-Problematik keine Neuerungen; hier wird man beim Übergang vom Stütz- auf den Zieltarif nach derselben Systematik vorgehen, die auch bisher schon beispielsweise bei neu eingeführten Tarifen angewendet wurde.

Für die Ermittlung der Geschlechterverteilung sind verschiedene Verfahren denkbar, die von der Entwicklung der Bestände im Zieltarif abhängen; beispielhaft seien hier einige Möglichkeiten aufgeführt:

- Der rechnungsmäßige Ansatz der jeweils vorhergehenden Kalkulation kann übernommen werden, wenn die Beobachtungen der Zieltarife noch keinerlei Aussage bezüglich der Geschlechtermischung zulassen.
- Die Beobachtungen aus Stütz- und Zieltarif können in geeigneter Weise in einen Modellbestand einfließen, so dass mit zunehmendem Bestand im Zieltarif das Gewicht des Zieltarifs (als Teil des Modellbestandes) laufend zunimmt.
- Es kann sinnvoll sein, im Zieltarif die Bestände mehrerer Jahre zusammenzufassen und auf dieser Basis die Geschlechterverteilung festzulegen, weil dadurch stabilere Werte erreicht werden.
- Es kann sinnvoll sein, die Geschlechterverteilung auf Basis eines möglichst aktuellen Zieltarif-Bestandes festzulegen, beispielsweise wenn es eine überproportionale Wechselbewegung infolge einer Beitragsanpassung in einem Bisex-Tarif gegeben hat, die nicht innerhalb weniger Jahre durch Zugänge aus dem Neugeschäft ausgeglichen werden kann.
- Es können Modellbestände ermittelt werden, die beispielsweise erwartete Wechselbewegungen aus den Bisex-Beständen berücksichtigen.

Eine Änderung des Verfahrens ist nur im Rahmen einer allgemeinen Beitragsanpassung möglich (Verfahrensänderung gemäß § 14 Abs. 3 Satz 4 KalV). Es besteht

aber auch die Möglichkeit, von vorneherein ein an vorgegebene Bestandsannahmen gebundenes Berechnungsverfahren in den technischen Berechnungsgrundlagen zu verankern.

Im Endzustand, wenn alle Komponenten im Zieltarif ermittelt werden können, gilt

$$g_x \cdot (L_x + L_y) \cdot K_x = L_x \cdot K_x = S_x \quad \text{bzw.} \quad (1 - g_x) \cdot (L_x + L_y) \cdot K_y = L_y \cdot K_y = S_y$$

d. h. es ergeben sich die beobachteten Schäden für Männer und Frauen im Zieltarif.

#### **5.4. Berechnung des auslösenden Faktors Leistung**

Für jeden Beobachtungszeitraum werden die Bedarfsschäden gemäß Abschnitt 5.3 ermittelt. Hieraus können über

$$G^{\text{Bedarf}} = \frac{BS}{\sum L_{x/y} \cdot k_{x/y}}$$

mit Hilfe des rechnungsmäßigen (kalkulatorisch festgelegten) Unisex-Profiles  $k_{x/y}$  Unisex-Grundkopfschäden für die drei Beobachtungszeiträume gebildet, auf weitere 18 Monate extrapoliert und dem rechnungsmäßigen Unisex-Grundkopfschäden gegenübergestellt werden. Die Profilwerte werden dabei mit den gleichen Beständen gewichtet, wie sie in die Ermittlung der Bedarfsschäden einfließen.

Der Unisex-AF Leistung ergibt sich dann zu

$$\frac{\text{extrapolierter Unisex-Grundkopfschaden}}{\text{rechnungsmäßiger Unisex-Grundkopfschaden}}$$

#### **5.5. Vorübergehende Abweichung des auslösenden Faktors Leistung**

In der Übergangsphase wird das bei der Erstkalkulation oder im Rahmen einer nachfolgenden Beitragsanpassung festgelegte Verfahren zur AF-Berechnung die danach auftretenden Veränderungen sowohl in den Bisex-Stützbeständen wie auch in den Unisex-Tarifen selbst oft nicht zutreffend berücksichtigen. Das kann häufiger als bisher dazu führen, dass der AF anschlägt, die Abweichung jedoch unter Beachtung der aktuellen Bestands- und Altersstruktur sowie der ggf. zu erwartenden Wechselbewegungen als vorübergehend anzusehen ist.

Beispielhaft sind hierzu folgende Möglichkeiten aufgeführt:

- Wenn sich die beobachtete Geschlechtermischung aufgrund des Unisex-Neuzugangs erkennbar an den rechnungsmäßigen Ansatz annähert und diesen in absehbarer Zeit erreichen wird (und sich kein Anpassungsbedarf durch Veränderungen der Krankheitskosten ergibt).

- Wenn die Abweichungen der einzelnen Bestandteile der Unisex-Kopfschäden für sich betrachtet eine Anpassung erfordern und der mit der in den technischen Berechnungsgrundlagen festgelegten Geschlechtermischung berechnete AF anschlägt, die mit einer aktualisierten Geschlechtermischung gewichteten erforderlichen Kopfschäden jedoch keine signifikante Abweichung gegenüber den alten Unisex-Kopfschäden ergeben. Dies kann beispielsweise dann der Fall sein, wenn sich die Kopfschäden der Männer und Frauen gegenläufig entwickeln oder eine Anpassung in den Bisex-Tarifen zu weniger weiblichen Tarifwechslern führt und damit zu einem höheren Männeranteil in den Unisex-Kopfschäden.

## **5.6. Berechnung des auslösenden Faktors Sterblichkeit**

Für die Berechnung des Sterbe-AF muss aus den zuletzt von der BaFin veröffentlichten (geschlechtsabhängigen) Sterbetafeln eine Unisex-Tafel gebildet werden. Auch für den AF Sterblichkeit gilt, dass es möglich ist, neben einer Änderung des Verfahrens im Rahmen einer allgemeinen Beitragsanpassung ein an vorgegebene Bestandsannahmen gebundenes Berechnungsverfahren in der technischen Berechnungsgrundlage schon zum Zeitpunkt der Erstkalkulation oder einer vorangegangenen Beitragsanpassung zu definieren (vgl. Abschnitt 5.3, vorletzter Absatz).

## **5.7. Anmerkungen**

- Die Bestimmung des AF geschieht nach wie vor manipulationsfrei. Hierzu ist das Verfahren, das für die jeweils anstehende AF-Berechnung zur Anwendung kommt, in der technischen Berechnungsgrundlage des Tarifs festzuhalten (dabei sollte beispielsweise auch dargelegt werden, welche Tarife als Stütztarife für die Kopfschäden und für den Geschlechtermix verwendet werden und wie ggf. Modellbestände ermittelt werden, wenn kein geeigneter Stütztarifbestand vorhanden ist). Wird das Verfahren geändert, so sollten die für den Übergang relevanten Kriterien (z. B. „Bestand ausreichend groß“) dargestellt werden.
- Eine Klammerung bzw. Kopplung an den AF Leistung des Stütztarifs (z. B. als Maximum aus Männer- und Frauen-AF) wird von der BaFin sehr kritisch gesehen. Hierzu sei auf die Ausarbeitung der BaFin von 2006 verwiesen (VerBaFin 02/2006 Seite 3). Dort heißt es: „Nicht zulässig zur Beurteilung des Anpassungsbedarfs sind hingegen Verfahren, bei denen mehrere auslösende Faktoren berechnet werden, und jeweils der für das Unternehmen ‚günstigste‘ benutzt wird.“ Damit scheiden jedenfalls einfache Verknüpfungen von Bisex- und Unisex-AF durch ein Maximum aus. Im Übrigen wurde die Klammerung der Tarife der Bisex-Welt mit derjenigen der Unisex-Welt seinerzeit nicht in die KalV übernommen, sodass sich insoweit auch die Klammerung der entsprechenden AF verbietet.
- Für die Beobachtungseinheit der Kinder wurde in Kapitel 4.4.3 ausgeführt, dass eine gemeinsame Betrachtung bei leistungsgleichen und somit nicht oder nur

formal getrennten Bisex- und Unisex-Tarife angebracht erscheint. Somit sollte auch der Auslösende Faktor für die Beobachtungseinheit Kinder bzw. Kinder/Jugendliche auf dem Wege der (gegenseitigen) Stützung gemäß §14 Abs. 4 KalV aus der gemeinsam betrachteten Gruppe ermittelt werden. Dies muss in den Technischen Berechnungsgrundlagen in Abschnitt 6.1 entsprechend dokumentiert sein. Sofern sich die Unisex-Tarife im Leistungsversprechen spürbar von den Bisex-Tarifen unterscheiden, ist im Falle nicht ausreichender Bestände oder einer nicht repräsentativen Altersverteilung der entsprechende Stütztarif in die Ermittlung des Auslösenden Faktors in geeigneter Weise einzubeziehen.

Außer Kraft