

Fachgrundsatz der Deutschen Aktuarvereinigung e. V.

Festlegung von Stornotafeln in der privaten Krankenversicherung

Richtlinie

Köln, 17.09.2025

Präambel

Die Deutsche Aktuarvereinigung (DAV) e. V. hat entsprechend dem Verfahren zur Feststellung von Fachgrundsätzen vom 25. April 2019 den vorliegenden Fachgrundsatz festgestellt.¹ Fachgrundsätze zeichnen sich dadurch aus, dass sie

- aktuarielle und berufsständische Fragen 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 eine Richtlinie. Richtlinien sind Fachgrundsätze, von deren Bestimmungen bis auf begründbare Einzelfälle nicht abgewichen werden darf und die konkrete Einzelfragen normieren.

Anwendungsbereich

Dieser Fachgrundsatz betrifft Aktuare der Krankenversicherung. Er ist nicht auf die anderen Sparten anwendbar.²

Inhalt der Richtlinie

Mit dieser Richtlinie wird dem Aktuar in der Krankenversicherung eine Unterstützung für die Ermittlung der rechnungsmäßigen Stornowahrscheinlichkeiten an die Hand gegeben. Sie zeigt auf, dass hierfür die Ermittlung über die vererbten Alterungsrückstellungen am besten geeignet ist. Außerdem geht diese Richtlinie auf die Besonderheiten der verschiedenen Tarifwelten (Bisex ohne Übertragungswert, Bisex mit Übertragungswert und Unisex) bei der Ermittlung der Stornowahrscheinlichkeiten ein.

Schlagworte

Stornotafel, Stornowahrscheinlichkeiten, Rückstellungsstorno, Übertragungswert, internes Modell, PKV-Storno, GKV-Storno, Kappa-Storno

Verabschiedung, Gültigkeitszeitraum und Erstanwendung

Diese Richtlinie ist durch den Vorstand der DAV am 17. September 2025 verabschiedet worden und tritt mit der Bekanntgabe auf der Internetseite der DAV in Kraft.

Sie ersetzt die Richtlinie Festlegung von Stornotafeln in der privaten Krankenversicherung vom 26.09.2017.

¹ Der Vorstand dankt der Arbeitsgruppe Festlegung von Stornotafeln in der Privaten Krankenversicherung ausdrücklich für die geleistete Arbeit, namentlich Christian Zöller (Leitung), Marion Calame, Bernd Feldkamp, Andrea Guhlich, Doreen Jahnke, Stephan Rudolph, Sinem Sarma-Günes, Martin Schmidt, Maik Schwarz, Julian Widder, Lisa-Marie Witte.

² Dieser Fachgrundsatz ist an die Mitglieder der DAV gerichtet; seine sachgemäße Anwendung erfordert aktuarielle Fachkenntnisse. Dieser Fachgrundsatz stellt deshalb keinen Ersatz für entsprechende professionelle aktuarielle Dienstleistungen dar. Aktuarielle Entscheidungen mit Auswirkungen auf persönliche Vorsorge und Absicherung, Kapitalanlage oder geschäftliche Aktivitäten sollten ausschließlich auf Basis der Beurteilung durch eine(n) qualifizierte(n) Aktuar DAV/Aktuarin DAV getroffen werden.

This abstract summarises the DAV professional standard of practice „Festlegung von Stornotafeln“ which underwent the DAV due process for the adoption of professional standards of practice and was approved by the DAV executive board on 17. September 2025.

Calculating lapse rates in German private health insurance

Many health insurance products in the German market are calculated using life insurance techniques, implying that individual ageing reserves are built up in order to avoid systematic premium adjustments depending only on the policy holder's age. This kind of calculation is a legal requirement for tariffs that are designed to replace compulsory health insurance.

The ageing reserves are determined individually for every policy. Remaining ageing reserves of terminated contracts (either by cancellation or death) are credited to the reserves of all the remaining policy holders. This is taken into account when calculating the premiums making assumptions about lapse and death rates depending on age. Since 2009, policy holders can transfer a part of their ageing reserve when moving to a different private health insurer.

Traditionally, lapse rates have been expressed as the fraction of policy holders who would cancel their contract within one year, depending on their age. These lapse rates typically decrease rapidly as a function of age, because pre-existing medical conditions make it more difficult or even impossible to obtain alternative health insurance elsewhere. In addition, as most of the ageing reserve is typically lost from the customers point of view, a cancellation becomes increasingly expensive for the policy holder the longer they have already been insured. Hence, the lapse rates would best be expressed as a function of the policy holder's as well as the policy's age. However, two-dimensional lapse rate cannot be used for calculation purposes as this would possibly result in lower premiums for new business compared to existing policy holders of the same age, which is forbidden by the German insurance supervision act (§ 146 Abs. 2 VAG).

Alternatively, lapse rates can be expressed as the fraction of the ageing reserves that is released due to cancellations during one year, depending on the policy holders' age. The use of this kind of lapse rate statistics is considered state of the art for most applications in health insurance premium calculation. The German supervisory authority BaFin publishes reserve-based lapse rates exclusively since 2021.

In this paper, we discuss lapse rates, their application in premium calculation and available data sources from a general point of view and we provide detailed guidelines for the derivation and validation of reserve-based lapse rates appropriate for premium calculation – based on empirical observations or on the official statistics.

Professional standards of practice are DAV publications that – together with the rules of professional conduct – set out the fundamental principles for the correct practice of actuarial activities. Professional standards of practice are characterised by their

- treatment of specialist actuarial and professional issues,
- fundamental significance and practical relevance for actuaries,
- professional legitimisation through an implementation process that allows all actuaries to be involved in such implementation,
- correct application, with members being professionally safeguarded by a disciplinary process.

The professional standard of practice „Festlegung von Stornotafeln (Calculating lapse rates in German private health insurance)“ is a guideline. Guidelines are professional standards with regulations that, except in justifiable individual cases, may not be deviated from, and which standardise specific questions.

1.	Rechnungsgrundlage Storno	6
1.1.	Stornoverhalten hängt von Vertragsdauer ab	6
1.2.	Zweidimensionale Bestimmung der Stornowahrscheinlichkeit: sachgerechter, aber nicht zulässig	7
1.3.	Eindimensionale Kalkulation sachgerecht bei rückstellungsgewichteten Stornowahrscheinlichkeiten	8
1.4.	Personenstorno bildet die Vererbung der Alterungsrückstellung nicht sachgerecht ab	11
1.5.	Berücksichtigung von Sicherheiten	11
1.6.	Verschiedene Stornoarten	11
1.7.	Modelle zur Umsetzung der Portabilität in der Vollversicherung	11
2.	Hinweise zu Datengrundlage und Bestandsgruppierungen im Rahmen der Stornofestlegung	13
2.1.	Datengrundlage	13
2.1.1.	Arten von Rückstellungen	13
2.1.2.	Teilstorno	13
2.1.3.	Negative Alterungsrückstellungen	14
2.1.4.	Nicht beitragswirksame Rückstellungen	15
2.2.	Beobachtete Kollektive und Gruppierung	16
2.3.	Bi- und Unisex mit und ohne Übertragungswert	16
2.3.1.	Stornoverhalten in der Zusatzversicherung	16
2.3.2.	Stornoverhalten in der Vollversicherung	16
2.4.	Kinder und Jugendliche / Personen in Ausbildung / Tarife nach Art der Schaden	17
2.5.	Absehbare Entwicklungen im Storno	17
3.	Ableiten eines rechnungsmäßigen Stornos	19
3.1.	Berechnung der rückstellungsgewichteten, beobachteten Stornowahrscheinlichkeiten	19
3.2.	Veröffentlichte Unternehmensdaten der BaFin	19
3.2.1.	Beschreibung	19
3.2.2.	Verwendung der veröffentlichten Stornotafeln	20
3.3.	Methoden zur Ableitung für Tarife mit Übertragungswert	21
3.3.1.	Reine Vererbungssicht	21
3.3.2.	Kappa-Storno	21
4.	Verprobung der Stornovererbung	23
4.1.	Stornoergebnis als interne Ergänzung zur Gewinnzerlegung	23
4.2.	Verprobung der rechnungsmäßigen Stornoansätze	24

Anhang 1: Rückstellungsgewichtete Stornowahrscheinlichkeiten bei jährlichen Anpassungen	26
Anhang 2: Ermittlung der Stornowahrscheinlichkeiten auf Basis der Rückstellung.....	28
Anhang 3: Beispiel für die Wirkung negativer Alterungsrückstellung auf Storno und Beiträge	31
Anhang 4: Herleitung von Stornowahrscheinlichkeiten für Tarife ohne Übertragungswertanspruch mithilfe von Daten von Tarifen mit Übertragungswertanspruch der neuen Tarifwelt	33
Anhang 5: Datensatzbeschreibung der von der BaFin veröffentlichten Stornostatistik	35

1. Rechnungsgrundlage Storno

Die Festlegung von Stornowahrscheinlichkeiten in der Kalkulation wird durch zwei grundlegende Rahmenbedingungen bestimmt: Zum einen ist ein beobachtetes Storno zweidimensional, weil es nicht nur vom erreichten Alter, sondern ebenfalls deutlich messbar von der Bestandszugehörigkeitsdauer abhängt. In der Kalkulation kann das Storno aber nur eindimensional, d.h. altersabhängig, festgelegt werden, denn § 146 Abs. 2 VAG verlangt, dass die Prämien für das Neugeschäft nicht niedriger als für den Altbestand an gleichaltrigen Versicherten ohne Berücksichtigung der Alterungsrückstellung sein dürfen. Dieser Bestandsschutz ist sinnvoll, impliziert aber eine nicht von der Bestandsdauer abhängige Festlegung des Stornos in der Beitragskalkulation.

Zum anderen wird durch die Rechnungsgrundlage Storno die Vererbung der Alterungsrückstellung an das Versichertenkollektiv aufgrund abgehender Personen wirtschaftlich abgebildet. Alterungsrückstellung wird im Rahmen der kollektiven Risikotragung einer Alterskohorte aufgebaut. Der Abgang weniger bestandsälterer Kunden, die bereits einen großen Anteil an Alterungsrückstellung aufgebaut haben, kann durchaus einen größeren ökonomischen Effekt in der Stornovererbung haben als der Abgang vieler junger Kunden mit geringer Vorversicherungszeit.

Beide Rahmenbedingungen, die Notwendigkeit der Überführung eines zweidimensional beobachtbaren Stornos in einen eindimensionalen Ansatz und die Vererbungseffekte aus dem Storno, werden im Folgenden näher betrachtet.

Dabei werden die Begriffe Personenstorno und Rückstellungsstorno verwendet. Die Größe Personenstorno bemisst dabei den Anteil der wegen Storno abgehenden Personen an der Gesamtpersonenzahl und das Rückstellungsstorno gibt den Anteil der in Folge des Stornos für die Vererbung freiwerdenden Rückstellungsteile an den Gesamtrückstellungen an. Eine genauere Definition des Begriffs Rückstellung wird in Abschnitt 2.1.1 vorgenommen.

1.1. Stornoverhalten hängt von Vertragsdauer ab

Beim Stornoverhalten spielt die Vertragsdauer der Versicherten eine wichtige Rolle. Aufgrund von Selektionseffekten (Gesundheitszustand) und geringerer Alterungsrückstellung ist in bestandsjungen Jahren die Stornowahrscheinlichkeit am höchsten und nimmt mit zunehmender Versicherungsdauer ab (siehe: DAV-Richtlinie zur Berücksichtigung der Selektionswirkung in der Erst- und Nachkalkulation in der privaten Krankenversicherung). Zum Beispiel werden mit ansteigendem Alter der Anteil an erhöhten Risiken, die nur mit zusätzlichem Risikozuschlag bei einem neuen Privatversicherer Aufnahme finden, und die Rückstellung, die bei einem Versicherungswechsel beim ursprünglichen Kollektiv verbleibt, immer größer. Deshalb nimmt die Stornowahrscheinlichkeit mit der Bestandszugehörigkeitsdauer ab.

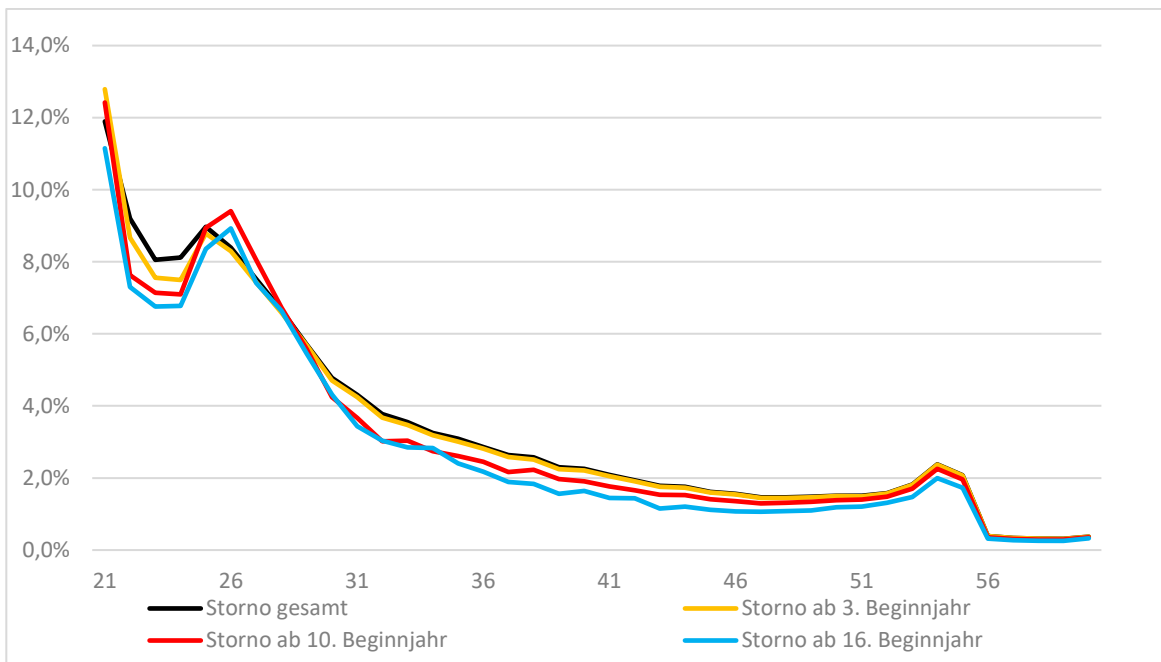


Abbildung 1: Rückstellungsstorno inkl. Übertragungswert der Jahre 2018 bis 2022 abhängig von der Vorversicherungszeit am Beispiel Nicht-Beihilfeberechtigter Männer

1.2. Zweidimensionale Bestimmung der Stornowahrscheinlichkeit: sachgerechter, aber nicht zulässig

Für eine sachgerechte Bestimmung der Stornowahrscheinlichkeiten müsste man sowohl das Alter der Versicherten als auch ihr Eintrittsalter berücksichtigen. Die Stornowahrscheinlichkeit w_{x,x_0} einer x -jährigen Person mit Eintrittsalter x_0 (Personenstorno) ergibt sich dann durch

$$w_{x,x_0} = \frac{l_{x,x_0}^{Storno}}{l_{x,x_0}},$$

wobei l_{x,x_0}^{Storno} die Anzahl der Versicherten im Alter x mit Eintrittsalter x_0 angibt, die stornieren, und l_{x,x_0} deren Gesamtbestand. Eine solche zweidimensionale Kalkulation ist jedoch in der Praxis nicht zulässig, da sie dazu führen könnte, dass die Prämien für Bestandsversicherte höher ausfallen als für Neuversicherte. Es müssen stattdessen eindimensionale Stornowahrscheinlichkeiten verwendet werden. Das Ziel ist es daher, eine eindimensionale Kalkulation zu finden, die die Effekte der zweidimensionalen Berechnung am besten wiedergibt.

Zur Vereinfachung untersucht man zunächst einen stationären Bestand, das heißt l_{x,x_0} sowie die weiteren Rechnungsgrundlagen sind zeitunabhängig, und verallgemeinert das Ergebnis anschließend. In diesem Fall decken in der zweidimensionalen Stornobetrachtung alle Alterskohorten die von ihnen künftig verursachten rechnungsmäßigen Leistungsausgaben und die Veränderung der Alterungsrückstellung aus eigenen Beitragseinnahmen und Zinserträgen, wie folgende Rechnung zeigt: Für Alter x und Eintrittsalter x_0 benötigt man für den Nettobeitrag

$$P_{x_0} = \frac{A_{x_0}}{a_{x_0}}$$

die Leistungs- und Rentenbarwerte

$$A_{x,x_0} := \sum_{m=0}^{\omega-x} K_{x+m} \cdot v^m \cdot p_{x,x_0,m}, \quad A_{x_0} := A_{x_0,x_0},$$

$$a_{x,x_0} := \sum_{m=0}^{\omega-x} v^m \cdot p_{x,x_0,m}, \quad a_{x_0} := a_{x_0,x_0}$$

$$V_{x,x_0} = A_{x,x_0} - P_{x_0} \cdot a_{x,x_0},$$

wobei $p_{x,x_0,m}$ die m-jährige Verbleibswahrscheinlichkeit eines x -Jährigen mit Eintrittsalter x_0 , ω das Endalter der Ausscheidungsordnung und $v = 1/(1+i)$ den Diskontierungsfaktor mit Rechnungszins i angibt. Die Kopfschäden K seien nur vom erreichten Alter abhängig.

Man erhält dann folgende (zeitunabhängige) jährliche Gesamtbeitragseinnahme, jährliche rechnungsmäßige Leistungsausgaben, Gesamalterungsrückstellung und den jährlichen Zinsertrag (ZE):

$$p^{ges} = \sum_{\substack{x \leq \omega \\ x_0 \leq x}} l_{x,x_0} \cdot P_{x_0}$$

$$S^{ges} = \sum_{\substack{x \leq \omega \\ x_0 \leq x}} l_{x,x_0} \cdot K_x$$

$$V^{ges} = \sum_{\substack{x \leq \omega \\ x_0 \leq x}} l_{x,x_0} \cdot V_{x,x_0}$$

$$ZE^{ges} = (p^{ges} - S^{ges} + V^{ges}) \cdot i$$

Betrachtet man die Gesamalterungsrückstellung und verwendet die Eigenschaften $l_{x+1,x_0} = l_{x,x_0} \cdot p_{x,x_0}$ (wegen Stationarität) und die Vererbungsformel

$$p_{x,x_0} \cdot V_{x+1,x_0} = (P_{x_0} - K_x + V_{x,x_0}) \cdot (1+i)$$

mit $x_0 \leq x \leq \omega$, $V_{\omega+1,x_0} := 0$, so folgt:

$$V^{ges} = \sum_{\substack{x \leq \omega \\ x_0 \leq x}} l_{x+1,x_0} \cdot V_{x+1,x_0}$$

$$= \sum_{\substack{x \leq \omega \\ x_0 \leq x}} l_{x,x_0} \cdot p_{x,x_0} \cdot V_{x+1,x_0}$$

$$= \sum_{\substack{x \leq \omega \\ x_0 \leq x}} l_{x,x_0} \cdot (P_{x_0} - K_x + V_{x,x_0}) \cdot (1+i)$$

$$= p^{ges} - S^{ges} + V^{ges} + ZE^{ges}$$

Somit ergibt sich, dass die jährlichen Leistungsausgaben durch Beitragseinnahmen und Zinserträge gedeckt sind, d.h.

$$p^{ges} + ZE^{ges} = S^{ges}. \quad (1)$$

1.3. Eindimensionale Kalkulation sachgerecht bei rückstellungsgewichteten Stornowahrscheinlichkeiten

Bei der eindimensionalen Kalkulation soll die Gleichung (1) nun ebenfalls erfüllt sein. Für den eindimensionalen Ansatz benötigt man einen Vektor einjähriger Verbleibswahrscheinlichkeiten $\tilde{p} = (\tilde{p}(x))_{x < \omega}$, die nur vom erreichten Alter x abhängen, und verwendet

$$\tilde{A}_x = \tilde{A}_x(\tilde{p}) = \sum_{m=0}^{\omega-x} K_{x+m} \cdot v^m \cdot \tilde{p}_{x,m}$$

$$\tilde{a}_x = \tilde{a}_x(\tilde{\mathbf{p}}) = \sum_{m=0}^{\omega-x} v^m \cdot \tilde{p}_{x,m}$$

$$\tilde{p}_{x_0} = \frac{\tilde{A}_{x_0}}{\tilde{a}_{x_0}}$$

$$\tilde{V}_{x,x_0}(\tilde{\mathbf{p}}) = \tilde{A}_x - \tilde{p}_{x_0} \cdot \tilde{a}_x$$

Soll Eigenschaft (1) erfüllt sein, so muss wie oben gelten ($x < \omega$):

$$\begin{aligned} \tilde{V}_{x+1}^{ges} &= \sum_{x_0 \leq x+1} l_{x+1,x_0} \cdot \tilde{V}_{x+1,x_0} \\ &= \sum_{x_0 \leq x} l_{x,x_0} \cdot \tilde{p}_x \cdot \tilde{V}_{x+1,x_0} \\ &= \sum_{x_0 \leq x} l_{x,x_0} \cdot (\tilde{p}_{x_0} - K_x + \tilde{V}_{x,x_0}) \cdot (1+i) \\ &= (\tilde{p}_x^{ges} - S_x^{ges} + \tilde{V}_x^{ges}) \cdot (1+i) \end{aligned}$$

Die zweite Gleichung ist genau dann erfüllt, wenn $\tilde{\mathbf{p}}$ so gewählt ist, dass

$$\tilde{p}_x = \frac{\sum_{x_0 \leq x+1} l_{x+1,x_0} \cdot \tilde{V}_{x+1,x_0}(\tilde{\mathbf{p}})}{\sum_{x_0 \leq x} l_{x,x_0} \cdot \tilde{V}_{x+1,x_0}(\tilde{\mathbf{p}})}$$

für alle x . Das sich daraus ergebende Gleichungssystem kann iterativ gelöst werden, zum Beispiel mit dem Startwert

$$\tilde{p}_x^{(0)} = \frac{\sum_{x_0 \leq x+1} l_{x+1,x_0} \cdot V_{x+1,x_0}}{\sum_{x_0 \leq x} l_{x,x_0} \cdot V_{x+1,x_0}}$$

Wie man anhand der Ergebnisse sieht, müssen für die sachgerechte Ermittlung der Verbleibswahrscheinlichkeiten und damit auch des Stornos die Rückstellungen miteinbezogen werden. Die Ausscheidewahrscheinlichkeit

$$1 - \tilde{p}_x = \frac{\sum_{x_0 \leq x} l_{x,x_0} \cdot \tilde{V}_{x+1,x_0}(\tilde{\mathbf{p}}) - \sum_{x_0 \leq x+1} l_{x+1,x_0} \cdot \tilde{V}_{x+1,x_0}(\tilde{\mathbf{p}})}{\sum_{x_0 \leq x} l_{x,x_0} \cdot \tilde{V}_{x+1,x_0}(\tilde{\mathbf{p}})}$$

entspricht hierbei dem Anteil der Rückstellung, der nicht benötigt wird und daher nicht von den verbliebenen Versicherten mitfinanziert werden muss.

Insgesamt ergibt sich auf diese Weise durch Summation über $x \leq \omega$ wie gewünscht

$$\tilde{p}^{ges} + \tilde{Z}\tilde{E}^{ges} = S^{ges},$$

wobei jedoch im Allgemeinen gilt

$$\tilde{p}^{ges} \neq p^{ges}, \quad \tilde{Z}\tilde{E}^{ges} \neq ZE^{ges}.$$

Untersuchungen mit Modellbeständen zeigten, dass die Beitragseinnahmen der sachgerechten Berechnung und der eindimensionalen Rechnung mit rückstellungsgewichteten Stornowahrscheinlichkeiten nur in geringem Maße voneinander abweichen. Die Differenz der Gesamtbeitragseinnahmen im Vergleich zur sachgerechten Kalkulation wird durch die Zinserträge entsprechend kompensiert.

Da die Annahme eines stationären Bestandes nicht realistisch ist, wurde eine weitere Untersuchung (siehe Anhang 1) durchgeführt, die ergibt, dass auch im nichtstationären Fall, d.h. bei jährlichen Bestandsänderungen und Änderungen der Rechnungsgrundlagen, die Anforderung (1), ergänzt um die Veränderung der Alterungsrückstellung, zu erfüllen ist, wenn rückstellungsgewichtete Stornowahrscheinlichkeiten verwendet werden.

1.4. Personenstorno bildet die Vererbung der Alterungsrückstellung nicht sachgerecht ab

Insgesamt liefert das Rückstellungsstorno sachgerechtere Ergebnisse als ein Personenstorno und ist daher grundsätzlich zu verwenden.

Beim Personenstorno wird der Anteil der Stornierenden im Alter x am Gesamtbestand der Versicherten im Alter x bestimmt:

$$w_x^{beob} = \frac{l_x^{Storno}}{l_x}$$

Hierbei wird nur die Anzahl der Stornierenden betrachtet, die Höhe der Rückstellung jedoch nicht berücksichtigt. Wie zuvor gezeigt wurde, spielt diese aber eine wichtige Rolle für sachgerechte Ergebnisse.

Daher kann das Personenstorno nur in Ausnahmefällen, in denen aus der Beitragszahlung keine Rückstellungen gebildet werden, z.B. bei der Limitierung, angewendet werden. Dies kann bei den Tarifgruppen gemäß § 10 Abs. 4 KVAV (Kinder, Jugendliche oder Ausbildungstarife) oder Tarifen nach Art der Schadenversicherung der Fall sein. Dabei ist auch ein Personenstorno stets mit ausreichenden Sicherheitsabschlägen zu versehen (vgl. Abschnitt 1.5).

1.5. Berücksichtigung von Sicherheiten

Da Stornoverluste durch zu hoch kalkulierte Vererbung der Rückstellungen entstehen können, ist es wichtig, sowohl in den Altern mit höheren Stornowahrscheinlichkeiten (z.B. jüngere Alter) als auch in Altern mit höheren Rückstellungen (z.B. mittlere bis höhere Alter) ausreichend Sicherheiten zu berücksichtigen.

Auch bei der Festlegung von Stornowahrscheinlichkeiten auf Basis von Rückstellungen sind gemäß § 2 Abs. 3 KVAV ausreichende Sicherheiten zu beachten. Hier empfiehlt sich die in Kapitel 4 beschriebene Verprobung mit der Alterungsrückstellung. Auf diese Weise kann die durch den Kalkulationsansatz prognostizierte tatsächliche Stornovererbung wirtschaftlich und im Zusammenhang mit anderen Ergebnisquellen eines Versicherers überprüft werden.

1.6. Verschiedene Stornoarten

In den folgenden Abschnitten wird das Rückstellungsstorno in verschiedenen Ausprägungen untersucht. Zur Begriffserklärung der verschiedenen Stornoarten in der Vollversicherung:

- **GKV-Storno**
Hiermit wird das Storno bezeichnet, das durch den Übertritt in die GKV, z.B. durch Eintritt der Versicherungspflicht, oder durch Übersiedlung ins Ausland, ausgelöst wird.
- **PKV-Storno**
Hiermit wird das Storno bezeichnet, das durch einen Versichererwechsel zu einem anderen PKV-Unternehmen ausgelöst wird.
- **Kappa-Storno**
Dies entspricht der Summe aus GKV-Stornowahrscheinlichkeiten und anteiligen PKV-Stornowahrscheinlichkeiten. Die Höhe der aufgrund des PKV-Stornos rechnerisch freierwerdenden Rückstellungen wird dabei um den erwarteten tarifindividuellen Übertragungswert gekürzt (siehe Abschnitt 3.3.2).
- **Gesamtstorno**
Ist die Summe aus GKV- und PKV-Storno.

1.7. Modelle zur Umsetzung der Portabilität in der Vollversicherung

Übertragungswert im internen Modell

Im internen Modell wird die Portabilität eines Teiles der Alterungsrückstellung direkt bei der Festlegung der Rechnungsgrundlage Storno berücksichtigt. Diese wird so festgelegt, dass sie nur die

dem Kollektiv vererbte Rückstellung repräsentiert. Hierbei ist zwischen der reinen Vererbungssicht (siehe Abschnitt 3.3.1), bei der ein Gesamtstorno betrachtet wird, und dem Kappa-Storno (siehe Abschnitt 3.3.2), welches sich in GKV- und PKV-Storno aufteilt, zu unterscheiden.

Übertragungswert im externen Modell

Im externen Modell entspricht das PKV-Storno der „Übertrittswahrscheinlichkeit zur Berechnung des Übertragungswertes“ nach § 2 Abs. 1 KVAV und ist Teil des Leistungsbarwertes. Es hat demnach keine Bedeutung für die Vererbung der Rückstellung. Das tarifliche Storno des Übertragungswertbausteins hingegen, mit dem die Vererbung der Rückstellung des Bausteins abgebildet wird, entspricht i.A. demjenigen der dazugehörigen Vollversicherung.

2. Hinweise zu Datengrundlage und Bestandsgruppierungen im Rahmen der Stornofestlegung

2.1. Datengrundlage

Bei der Herleitung der rechnungsmäßigen Stornowahrscheinlichkeiten über freiwerdende Rückstellungen ist zunächst zu klären, welche Daten berücksichtigt werden sollten. Anschließend wird in diesem Abschnitt noch auf diverse Spezifika eingegangen.

2.1.1. Arten von Rückstellungen

Die Gesamtrückstellung einer versicherten Person lässt sich in verschiedene Einzelpositionen aufgliedern. Die nachfolgende Liste umfasst jene Arten von Rückstellungen, die bei der Ermittlung von Rückstellungsstorni mindestens zu betrachten sind:

1. Tarifliche Alterungsrückstellung
2. Limitierungsrückstellung
3. Rückstellung aus Altersentlastungsgutschrift (beitragswirksam aus der Zusatzrückstellung nach § 150 VAG und dem GZ nach § 149 VAG)
4. Rückstellung für Kopfschadenfinanzierungen
5. Zusatzrückstellung aus § 150 VAG (nicht beitragswirksam)
6. Rückstellung aus dem Prämienzuschlag nach § 149 VAG (nicht beitragswirksam)
7. Rückstellung aus nicht beitragswirksam angerechneter Rückstellung aus einer Tarifumstellung (Parkrückstellung)
8. Optionsrückstellung

Die jeweiligen Rückstellungen werden danach unterschieden, ob sie beitragswirksam (1. – 3.) oder nicht beitragswirksam (4. – 8.) sind.

Die nicht beitragswirksamen Rückstellungen werden mit Ausnahme der Rückstellung für Kopfschadenfinanzierung (4.) und der Optionsrückstellung (8.) zu gegebener Zeit ebenfalls beitragswirksam. Bei einem Storno werden sowohl die beitragswirksamen als auch die nicht beitragswirksamen Rückstellungen frei. Es ist möglich, für diese zwei Ausprägungen unterschiedliche Stornowahrscheinlichkeiten anzusetzen. Auf die nicht beitragswirksamen Rückstellungen wird in Abschnitt 2.1.4 genauer eingegangen.

Die aufgeführten Rückstellungen können in den Varianten „portabel“ und „nicht portabel“ (substitutive Versicherungen mit internem Modell) bzw. „nicht portabel“ (substitutive Versicherungen mit externem Modell, sonstige Versicherungen) vorliegen.

2.1.2. Teilstorno

Unter einem Teilstorno werden die folgenden Situationen verstanden:

1. Aufgabe von einzelnen Leistungsbereichen gemäß § 12 Abs. 1 KVAV.
2. Übergang von substitutiver Krankheitskostenvollversicherung (KKV) zu GKV-Ergänzungsversicherung (KKT) oder umgekehrt resp. von geförderter ergänzender Pflegezusatzversicherung (GEPV) zu ungeförderter (EPV) oder umgekehrt gemäß § 12 Abs. 3 KVAV.
3. Nicht vollständige Anrechnung der restlichen Rückstellung (nach Abzug des Übertragungswertes) bei Tarifen mit Übertragungswertanspruch bei PKV-Wechsel gemäß § 12 Abs. 4 KVAV in Zusatzversicherungen.

4. Nichtbedingungsgemäße Tagessatzreduzierungen bei Tagegeldversicherungen.

Durch die Ermittlung der beobachteten Stornowahrscheinlichkeiten anhand von Rückstellungen kann Teilstorno sachgerecht in den Daten abgebildet werden.

Da die einzelnen Unternehmen unterschiedliche Regelungen für den Umgang, d.h. die Anrechnung resp. die Vererbung der Rückstellungen bei Teilstorno im Sinne der Punkte 1, 2 und 4 haben, können keine allgemeingültigen Angaben gemacht werden. Allerdings ist auf die korrekte technische Abbildung der unternehmensimmanenten Rückstellungsflüsse zu achten. Es dürfen als Storno nur solche Teile der Rückstellungen gelten, die auch tatsächlich vererbt werden.

2.1.3. Negative Alterungsrückstellungen

Negative Alterungsrückstellungen sind als Schulden der versicherten Person dem Versicherungskollektiv gegenüber zu deuten.

Sie können in Bereichen fallender Kopfschäden auftreten. Bei kleinen Bereichen fallender Kopfschäden mit anschließendem Ansteigen wird i.d.R. die Alterungsrückstellung auf Grund des weiteren Ansparprozesses nicht negativ. Für Tarife mit fallenden Kopfschäden ab einem gewissen Alter wurde der DAV-Fachgrundsatz „Kalkulation von Tarifen mit fallendem Kopfschadenprofil in der Krankenversicherung“ erarbeitet, sodass dieser Sachverhalt hier insgesamt vernachlässigbar ist.

Einen Sonderfall stellt das externe Modell zur Finanzierung des Übertragungswertanspruches nach § 146 Abs. 1 Nr. 5 VAG dar. Weil hier die Alterungsrückstellung des Basistarifs die Kopfschadenreihe für die Kalkulation bildet und Alterungsrückstellung sich stets ab einem bestimmten Alter wieder abbaut, hat ein solcher Tarifbaustein immer ein fallendes Profil. Die daraus resultierende negative Alterungsrückstellung ist jedoch unproblematisch, weil sie stets in Summe mit der Krankheitskostenvollversicherung zu sehen ist. Der Zusatzbaustein des externen Modells ist nicht separat stornierbar, sondern nur zusammen mit der Vollversicherung, zu der er nach § 146 VAG obligatorisch gehört. Er erhält stets das Storno der dazugehörigen Vollversicherung und hat in Summe mit dieser einen „normalen“ Alterungsrückstellungsverlauf.

Die Zillmerung führt häufig zu negativen oder bei Tarifwechsel zu verringerten Alterungsrückstellungen: So wird bei Tarifneuabschluss der gesamte Monatsbeitrag gezillmert, bei Tarifwechsel und bei Tagegeldtarifen bei Tagessatz-Erhöhung der Mehrbeitrag. Ferner ist bis Alter 45 bei einer Beitragsanpassung die Zillmerung des Mehrbeitrages gesetzlich möglich.

Während bei positiver Rückstellung eine kalkulatorische Stornofunktion umso mehr Sicherheiten enthält, je niedriger sie ist, müsste bei negativer Rückstellung die kalkulatorische Stornofunktion paradoxerweise möglichst hoch angesetzt werden, um Sicherheiten zu erzielen. Die Einbeziehung negativer Rückstellung kann deshalb zu einer Verfälschung des Ergebnisses führen.

Ferner ist zu beachten, dass negative Alterungsrückstellungen in der Datengrundlage zur Bestimmung der beobachteten Stornowahrscheinlichkeiten zu unplausiblen Werten größer 1 oder kleiner 0 führen können, selbst anscheinend plausible Werte zwischen 0 und 1 können in die Irre leiten, wenn sie als Quotient zweier negativer Zahlen entstehen.

Um diesen Problemkomplex zu umgehen, ist es zweckmäßig, die beobachteten Stornowahrscheinlichkeiten alleinig anhand derjenigen versicherten Personen zu ermitteln, deren vorhandene untersuchungsrelevante Alterungsrückstellung positiv ist, d.h. die individuellen Alterungsrückstellungen mit 0 zu maximieren. Zusätzlich können Personen mit erst kurzer Versicherungsdauer, beispielsweise die ersten drei Versicherungsjahre, bei der Ermittlung eliminiert werden, da nach diesem Zeitraum die Alterungsrückstellungen i.d.R. ohnehin positiv sind.

Da diese Eingrenzung des Beobachtungskollektivs Auswirkungen auf die Festlegung der rechnermäßigen Stornowahrscheinlichkeiten haben und somit die tatsächliche Vererbung von der rechnermäßigen abweichen kann, ist die Wirtschaftlichkeit der angesetzten Stornowahrscheinlichkeiten gemäß Kapitel 4 zu überprüfen.

Ein Beispiel für Konstellationen, bei denen die Absenkung der rechnermäßigen Stornowahrscheinlichkeiten die tariflichen Monatsbeiträge in einigen Altern nicht – wie erwartet – erhöht, sondern senkt, findet sich im Anhang 3.

2.1.4. Nicht beitragswirksame Rückstellungen

In den Auswertungen der Arbeitsgruppe zeigte sich, dass die Einbeziehung der nicht beitragswirksamen Rückstellungen keine größeren Veränderungen in den beobachteten Stornowahrscheinlichkeiten nach sich zog. Die beobachteten Stornowahrscheinlichkeiten, welche ausschließlich auf Basis der nicht beitragswirksamen Rückstellungen berechnet werden, liegen – bis auf Einzelalter über 90 - nur leicht unterhalb derjenigen, die auf Basis der beitragswirksamen Rückstellungen berechnet werden (siehe Abbildung 2: Vergleich Rückstellungsstorno - beitragswirksame und nicht beitragswirksame Rückstellungen – der Jahre 2018 bis 2022 am Beispiel nicht-beihilfeberechtigter Männer). Vereinfachend kann also das Storno allein aus den beitragswirksamen Rückstellungen hergeleitet werden.

Unabhängig davon ist eine gesonderte Untersuchung ratsam, ob sich bei Einbeziehung der nicht beitragswirksamen Rückstellungen abweichende Ergebnisse einstellen.

Die nicht beitragswirksamen Komponenten der Rückstellung sind entsprechend ihrer z.T. unternehmensindividuellen Behandlung zu betrachten. Beispielsweise entfällt die nicht beitragswirksame Rückstellung für Beitragsermäßigung im Alter gemäß § 150 Abs. 3 VAG bei Kündigung des Tarifs und unterliegt damit dem tariflichen Storno. Die Rückstellung aus dem gesetzlichen Zuschlag kann für Kunden mit Versicherungsbeginn vor dem 01.01.2009 nach Kündigung der Vollversicherung fortgeführt werden, solange noch ein Tarif versichert ist. Für spätere Versicherungsbeginne gilt bei Unternehmenswechsel die Übertragung, sodass nur das GKV-Storno wirksam wird.

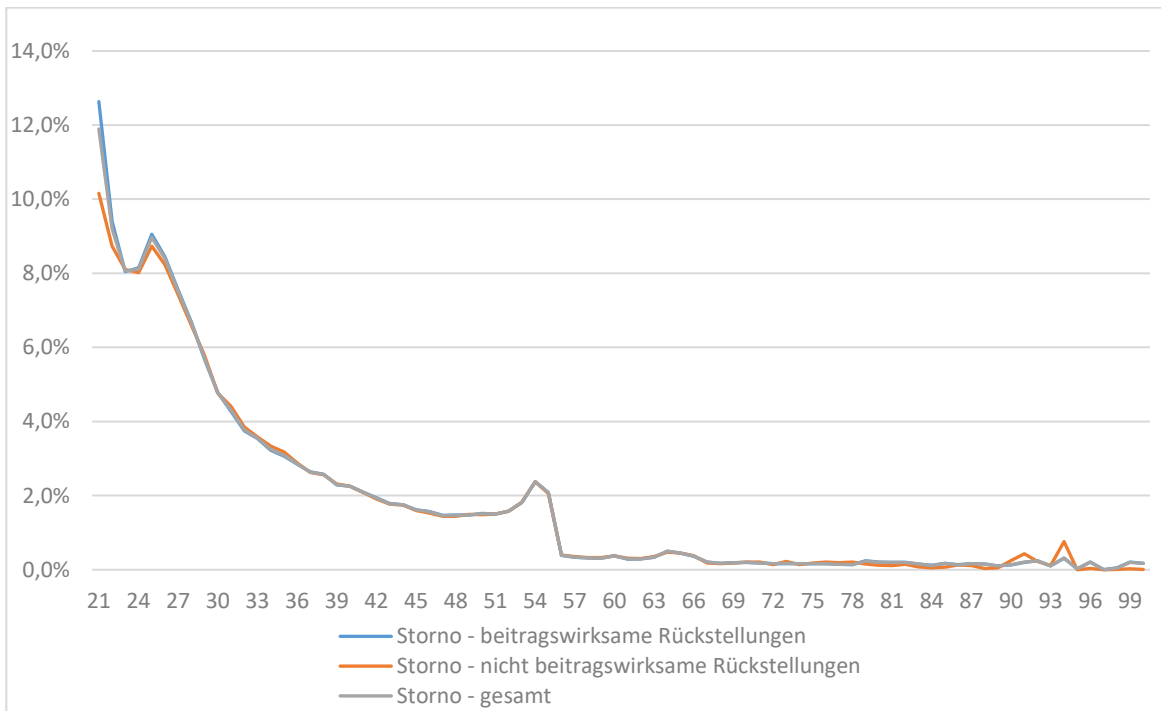


Abbildung 2: Vergleich Rückstellungsstorno - beitragswirksame und nicht beitragswirksame Rückstellungen – der Jahre 2018 bis 2022 am Beispiel nicht-beihilfeberechtigter Männer

2.2. Beobachtete Kollektive und Gruppierung

Unter dem Gesichtspunkt vorsichtiger Risikoeinschätzung empfiehlt es sich, bei der Bestimmung der kalkulatorischen Stornofunktionen auf eine möglichst breite Datenbasis zurückzugreifen und folglich Tarife in geeigneten Stornogruppen zusammenzufassen. Dabei sind bei der Gruppierung neben einem vergleichbaren Leistungsniveau verschiedene, in den Folgeabschnitten genannte Aspekte zu beachten. Es ist hierbei darauf zu achten, dass die gebildeten Kollektive weiterhin ihre statistische Aussagekraft behalten.

2.3. Bi- und Unisex mit und ohne Übertragungswert

Bei der Modellierung der Stornowahrscheinlichkeiten ist für die Unterscheidung zwischen Bi- und Unisex zunächst grundsätzlich zwischen der Voll- und der Zusatzversicherung zu unterscheiden. Dies hat neben dem bekanntlich unterschiedlichen Stornoverhalten in der Voll- und in der Zusatzversicherung noch weitere im Folgenden beschriebene Gründe. Außerdem ist dabei die Abhängigkeit von der Bestandszugehörigkeit zu berücksichtigen. Bisex-Tarife ohne Übertragungswerte haben seit 2009 keinen Zugang mehr, Bisex-Tarife mit Übertragungswert seit 2012. Seitdem erfolgt der Zugang ausschließlich in die Unisex-Welt. Allein aus diesem Grund ist zu erwarten, dass das Storno in Unisex höher ist als in Bisex mit Übertragungswertanspruch und hier wiederum höher als in Bisex ohne Übertragungswertanspruch.

2.3.1. Stornoverhalten in der Zusatzversicherung

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

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 in der Zusatzversicherung eine gemeinsame Auswertung der Bisex- und Unisex-Welt in homogenen Tarifkollektiven ggf. möglich, um daraus gemeinsame Bisex- und Unisex-Stornowahrscheinlichkeiten abzuleiten.

2.3.2 Stornoverhalten in der Vollversicherung

Generell ist in der Vollversicherung aus den nachfolgend aufgeführten Gründen zwischen dem Storno in die GKV (GKV-Storno) und dem Storno zu einem anderen privaten Krankenversicherungsunternehmen (PKV-Storno) zu differenzieren.

GKV-Storno:

Für das GKV-Storno ist es sachgerecht, die Bestände der Tarifvarianten mit und ohne Übertragungswertanspruch gemeinsam zu betrachten. Ein Übertritt in die GKV erfolgt beispielsweise durch den Eintritt der Versicherungspflicht oder aus der Übersiedlung ins Ausland und ist in jedem Fall unabhängig von der Portabilität der Alterungsrückstellung zu sehen.

Daher kann die Ermittlung des GKV-Stornos mit gemeinsam zusammengefassten Daten aus geeigneten Teilkollektiven erfolgen.

PKV-Storno:

Im Gegensatz zum GKV-Storno kann sich das PKV-Storno zwischen Beständen mit und ohne Übertragungswertanspruch bereits in der Bisex-Welt unterschiedlich entwickeln. Wie vom Gesetzgeber mit der Umsetzung des GKV-WSG beabsichtigt war, fördert die Einführung der teilweisen Portabilität der gebildeten Alterungsrückstellungen den Wettbewerb zwischen den PKV-Unternehmen und schlägt sich in einem tendenziell stärkeren Kündigungsverhalten in Tarifen mit Übertragungswertanspruch nieder. Bei der Ermittlung des PKV-Stornos in der Bisex-Welt mit Übertragungswertanspruch können daher die Bestände ohne Übertragungswertanspruch grundsätzlich ebenfalls mit in die Datengrundlage einfließen.

Eine Mischung der Bisex- und Unisex-Bestände zur Ermittlung der Unisex-PKV-Stornowahrscheinlichkeiten ist somit ebenfalls 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.

Bezüglich einer Verprobung der in den ermittelten Stornowahrscheinlichkeiten enthaltenen Sicherheiten wird auf die Ausführungen in Kapitel 4 verwiesen.

Erfolgt die Ermittlung des PKV-Stornos allein auf den Daten von Versicherten mit Übertragungswert – ggfs. durch die Zusammenlegung von den entsprechenden Bisex- und Unisex-Beständen – kann das erwartete höhere Wechselverhalten in diesen Beständen dazu führen, dass sich bei ansonsten gleichen Tarifmerkmalen (internes Modell) in der Tarifvariante mit Übertragungswert niedrigere Beiträge einstellen als in der korrespondierenden Tarifvariante ohne Übertragungswert. In einem solchen Fall ist die actuarielle Sinnhaftigkeit dieser Konstellation vom Verantwortlichen Aktuar kritisch zu hinterfragen.

Gesamtstorno für Tarife ohne Übertragungswertanspruch:

Umgekehrt ist die Verwendung des Bestandes mit Übertragungswertanspruch (Bisex und Unisex) zur Ermittlung eines Gesamtstornos für Tarife ohne Übertragungswertanspruch aus den oben genannten Gründen kritisch zu hinterfragen. Gelangt man zu dem Ergebnis, dass dies doch möglich ist, so wird in Anhang 4 ein Verfahren vorgestellt, wie man Stornowahrscheinlichkeiten für Tarife ohne Übertragungswertanspruch mittels Stützung durch Daten aus Tarifen mit Übertragungswertanspruch herleiten kann.

2.4. Kinder und Jugendliche / Personen in Ausbildung / Tarife nach Art der Schaden

In der Regel werden die Beiträge für Kinder und Jugendliche und Personen in Ausbildung analog der Kalkulation in Tarifen nach Art der Schaden ohne die Bildung einer Alterungsrückstellung ermittelt.

Dennoch kann es auch in diesen Beobachtungseinheiten bzw. Tarifen erforderlich werden, kalkulatorische Stornowahrscheinlichkeiten – beispielsweise im Rahmen von Limitierungsmaßnahmen – zu bestimmen. In diesem Fall empfiehlt sich eine Herleitung kalkulatorischer Stornowahrscheinlichkeiten mittels Personenstorno.

Sofern es die Datengrundlage abweichend von den obigen Annahmen zulässt, ist auch eine Herleitung der Stornowahrscheinlichkeiten mittels Rückstellungen für Kinder, Jugendliche sowie Personen in Ausbildung möglich.

Weiter ist zu beachten, dass die von der BaFin veröffentlichten Stornodaten der PKV-Unternehmen nicht länger ein Personenstorno beinhalten, sodass bei unzureichenden Beständen keine Möglichkeit besteht, auf diese zurückzugreifen.

2.5. Absehbare Entwicklungen im Storno

Die weitere Entwicklung der Stornowahrscheinlichkeiten hängt von vielen – auch subjektiven – Faktoren ab, die nicht unbedingt aus Daten der Vergangenheit abschätzbar sind. Bei einer Reaktion auf ein solches geändertes Kündigungsverhalten ist zu beachten, dass die Veränderung von Stornowahrscheinlichkeiten und das daraus resultierende Stornoverhalten durchaus widersprüchlich verlaufen können: Durch das Absenken verteuert sich i.d.R. die Prämie, was ein dagegen laufendes erhöhtes Storno provozieren kann (vice versa). So ist zu prüfen, ob beobachtbare Verhaltensänderungen nicht nur vorübergehend sind. Zum Beispiel war während der Corona-Pandemie gesunkenes Storno zu beobachten. Dies kann einerseits in einer durch die Pandemie gestiegenen Wertschätzung einer (privaten) Krankenversicherung als solcher begründet sein (möglicherweise

nicht nur vorübergehender Effekt). Andererseits wurden während der Corona-Pandemie durchschnittlich weniger Beitragsanpassungen durchgeführt³, was auch weniger Anlässe für Stornierungen bot (möglicherweise vorübergehender Effekt).

Gleichwohl gibt es – objektive – grundsätzliche Änderungen, die absehbar sind, wie zum Beispiel die Einführung der Versicherungspflicht nach § 193 Abs. 3 VVG zum 01.01.2009.

Bei diesen Sachverhalten sollte der Verantwortliche Aktuar prüfen, inwieweit dies bei der Kalkulation zu berücksichtigen ist – auch vor dem Hintergrund, dass zum einen Stornowahrscheinlichkeiten lediglich für den Zeitraum bis zur nächsten Anpassung abzuschätzen sind und dass es zum anderen derzeit keine Auslösenden Faktoren bezüglich Stornowahrscheinlichkeiten gibt.

³ Die Auslösenden Faktoren zeigten häufiger Werte im jeweils zulässigen Intervall an bzw. die Corona-bedingten Schwankungen in der Leistungsentwicklung führten häufiger zu der Bewertung der durch die Auslösenden Faktoren angezeigten Abweichung als vorübergehend.

3. Ableiten eines rechnungsmäßigen Stornos

Die Stornowahrscheinlichkeiten werden grundsätzlich aus dem Verhältnis der freiwerdenden Rückstellungen zu den Rückstellungen insgesamt hergeleitet. Dabei werden entweder unternehmenseigene Werte und Verhältnisse zugrunde gelegt (siehe Abschnitt 2) oder geeignete externe Daten verwendet (siehe Abschnitt 3.2) und zunächst beobachtete (rohe) Stornowahrscheinlichkeiten berechnet (siehe Abschnitt 3.1). Diese rohen Stornowahrscheinlichkeiten müssen noch geeignet ausgeglichen und mit Sicherheiten versehen werden.

3.1. Berechnung der rückstellungsgewichteten, beobachteten Stornowahrscheinlichkeiten

Wie in Kapitel 1 erwähnt, gibt das Rückstellungsstorno den Anteil der in Folge des Stornos für die Vererbung freiwerdenden Rückstellungsteile im Verhältnis zu den Gesamtrückstellungen an. Eine Erläuterung des Begriffs Rückstellung erfolgt in Abschnitt 2.1.1. Bezogen auf einen zwölfmonatigen Beobachtungszeitraum (Beobachtungsjahr BJ) ist die Formel der rückstellungsgewichteten, beobachteten Stornowahrscheinlichkeit für ein Alter x daher gegeben durch:

$$w_x^{\text{beob}}(BJ) = \frac{V_{x+1}^{\text{Storno}(BJ)}}{V_{x+1}}$$

Die Herleitung dieser Formel befindet sich in Anhang 2.

Dabei stellt $x + 1$ das Alter zum bzw. unmittelbar nach Ende des BJ dar⁴, wenn das Storno innerhalb von BJ stattfindet. Entsprechend dazu stellt V_{x+1} die zu diesem Alter bzw. Zeitpunkt korrespondierende Rückstellung dar. Falls die Datengrundlage keine Rückstellungen V_{x+1} beinhaltet⁵, so ist folgende Alternative möglich:

$$w_x^{\text{beob}}(BJ) = \frac{V_x^{\text{Storno}(BJ)}}{V_x}$$

Wichtige Voraussetzung für die Alternative ist, dass die verwendete Formel und die obige Formel bei den vorgelegten Daten ähnliche Ergebnisse liefern.

Insgesamt ist es vorteilhafter, mehrere Beobachtungszeiträume zu untersuchen und daraus auch, falls erforderlich, einen Trend abzuleiten (dazu Abschnitt 2.5). Eine Betrachtung von mehr als den in der Kalkulation üblichen Beobachtungsjahren gibt eine zusätzliche statistische Sicherheit bei der Ermittlung der neuen rechnungsmäßigen Stornowahrscheinlichkeiten.

3.2. Veröffentlichte Unternehmensdaten der BaFin

3.2.1. Beschreibung

Nach der Neufassung der Richtlinie zur Festlegung von Stornotafeln im Jahr 2017 wurde auch die jährliche branchenweite statistische Erhebung von Stornodaten überarbeitet. Die BaFin veröffent-

⁴ Dies ist abhängig von der Wahl des einjährigen Beobachtungszeitraums in Verbindung mit der unternehmensindividuellen Altersberechnung und der verwendeten Rückstellung (z.B. tarifliche Alterungsrückstellung oder Bilanzdeckungsrückstellung).

⁵ Dies ist von unternehmensindividuellen Möglichkeiten abhängig – z.B. könnten die Daten der stornierten Personen zum Ende des Beobachtungsjahres nicht mehr in der Datengrundlage enthalten sein.

lichte mit der PKV-Kopfschadenstatistik nach § 159 VAG für das Jahr 2021 erstmals eine ausschließlich rückstellungs-basierte Stornostatistik. Diese enthält zudem keine Tafeln mit ausgeglichenen Stornoverläufen mehr, sondern aggregierte Stornodaten, die flexibel ausgewertet werden können. Jeder Datensatz enthält für eine Kombination aus dem Alter und weiteren Merkmalsausprägungen (Versicherungsart, Geschlecht, Kalkulationsart Unisex/Bisex etc.) die vorhandene Alterungsrückstellung sowie die Abgänge durch Storno, differenziert nach Vererbung an das Kollektiv und dem als Übertragungswert mitgegebenen Betrag. Eine Beschreibung des Datensatzformates mit den genauen Spaltenbezeichnungen wird jeweils mit der Statistik zusammen veröffentlicht⁶, ein Beispiel findet sich in Anhang 5.

3.2.2. Verwendung der veröffentlichten Stornotafeln

Im Folgenden wird näher beschrieben, welche Merkmale bei den von der BaFin veröffentlichten Unternehmensdaten auszuwählen sind, um die Rückstellungen der Tarife ohne oder mit Übertragungswertanspruch zu erhalten.

Rückstellung aus Tarifen ohne Übertragungswertanspruch:

Für die gesamten Rückstellungen aus den Tarifen ohne Übertragungswertanspruch müssen die Daten zunächst auf das Merkmal Bisex eingeschränkt werden. Zusätzlich dürfen diese Rückstellungen nicht übertragungswertfähig sein⁷. Die so gesetzten Merkmale enthalten allerdings ebenso die nicht übertragungswertfähigen Rückstellungen von den Personen, die aus Tarifen ohne Übertragungswertanspruch in Bisex-Tarife mit Übertragungswertanspruch gewechselt sind, obwohl diese korrekterweise den Tarifen mit Übertragungswertanspruch zugeordnet werden müssten. Diese Ungenauigkeit ist jedoch vor dem Hintergrund der Größe der Gesamtrückstellungen aus den Tarifen ohne Übertragungswertanspruch vernachlässigbar.

Rückstellung aus Tarifen mit Übertragungswertanspruch:

Um die Rückstellungen aus den Tarifen mit Übertragungswertanspruch zu erhalten, müssen diese Rückstellungen entweder übertragungswertfähig sein oder falls dies nicht der Fall ist, müssen es Unisex-Tarife sein. Damit berücksichtigt man die Rückstellungen der Bisex-Welt mit Übertragungswertanspruch sowie der gesamten Unisex-Welt inkl. aller Wechsler aus der Bisex-Welt in die Unisex-Welt. Bei dieser Einschränkung fehlen jedoch die nicht übertragungswertfähigen Rückstellungen der Wechsler aus der Bisex-Welt ohne Übertragungswertanspruch in die Bisex-Welt mit Übertragungswertanspruch.

Je nachdem, ob die Berechnung der beitragsrelevanten Stornowahrscheinlichkeiten über die reine Vererbungssicht (siehe Abschnitt 3.3.1) oder mit dem Kappa-Storno (siehe Abschnitt 3.3.2) erfolgt, bleibt bei der Summierung der stornierten Rückstellungen die Höhe des Übertragungswertes unberücksichtigt bzw. muss mit eingerechnet werden.⁸

⁶ Die Veröffentlichung zum Jahr 2021 (erste Ausgabe mit Rückstellungsstorno) findet sich unter <https://www.bafin.de/ref/19610280>

⁷ STO_V / AR mit den Einschränkungen $UEW = N$ und $UB = B$, Merkmalserläuterung laut Anhang 5

⁸ ohne Berücksichtigung des Übertragungswertes (reine Vererbungssicht)
 STO_V / AR mit den Einschränkungen $UEW=J$ oder ($UEW=N$ und $UB=U$), Merkmalserläuterung laut Anhang 5 mit Berücksichtigung des Übertragungswertes (bei Verwendung von Kappa-Storno)

$(STO_V + STO_M) / AR$ mit den Einschränkungen $UEW=J$ oder ($UEW=N$ und $UB=U$), Merkmalserläuterung laut Anhang 5

Weitere Unterscheidungsmerkmale (wie z.B. das Vertragsalter oder ob es sich um beitragswirksame Rückstellung handelt) sind in Anhang 5 zu finden.

3.3. Methoden zur Ableitung für Tarife mit Übertragungswert

Wird bei einem Tarif der Übertragungswertanspruch kalkulatorisch anhand des internen Modells (siehe Abschnitt 1.7) berücksichtigt, so wird die Rechnungsgrundlage Storno so festgesetzt, dass sie die dem Kollektiv vererbte Rückstellung repräsentiert. Die Finanzierung des Übertragungswertes erfolgt also über höhere Beiträge im Vergleich zu der Tarifvariante ohne Übertragungswertanspruch durch die Absenkung der internen PKV-Stornowahrscheinlichkeiten.

3.3.1. Reine Vererbungssicht

Bei der reinen Vererbungssicht werden zur Bestimmung der Stornowahrscheinlichkeiten für Tarife mit Übertragungswertanspruch sowohl die aus dem Wechsel zur GKV freiwerdenden Rückstellungen als auch die nach Abzug des Übertragungswertes freiwerdenden Rückstellungen bei einem Wechsel innerhalb der PKV berücksichtigt.

3.3.2. Kappa-Storno

Im Gegensatz zur reinen Vererbungssicht wird beim Kappa-Storno explizit zwischen GKV- und PKV-Storno unterschieden.

Während beim Ausscheiden eines Versicherten aufgrund eines GKV-Stornos (siehe Abschnitt 1.6) die bis zum Ausscheiden gebildeten Alterungsrückstellungen zugunsten der verbleibenden Versicherungsgemeinschaft in voller Höhe im abgebenden Unternehmen verbleiben, ist bei einem PKV-Storno (siehe Abschnitt 1.6) für Versicherte ab 21 Jahre ein Übertragungswert an den neuen Versicherer zu übertragen. Für diesen Personenkreis wird somit nur noch der ggf. über den Übertragungswert hinausgehende und nicht in anderen Tarifen anrechenbare Teil, der bis zum Ausscheiden gebildeten Alterungsrückstellungen an das Versichertenkollektiv vererbt.

Gemäß § 14 Abs. 1 KVAV berechnet sich dabei der Übertragungswert im Sinne von § 146 Abs. 1 Nr. 5 VAG als Summe aus der Alterungsrückstellung, die aus dem Beitragszuschlag nach § 149 VAG entstanden ist und der Alterungsrückstellung für die gekündigten Tarife, sofern deren Betrag insgesamt positiv ist, höchstens jedoch der Alterungsrückstellung, die sich ergeben hätte, wenn der Versicherte von Beginn an im Basistarif versichert gewesen wäre.

Aus der Definition des Übertragungswertes ergibt sich, dass für die unterschiedlichen Teile der Alterungsrückstellung auch unterschiedliche Stornowahrscheinlichkeiten zu berücksichtigen sind. Für jenen Teil der Alterungsrückstellung, der im Falle eines Unternehmenswechsels im Übertragungswert enthalten ist, sind als Stornowahrscheinlichkeiten nur die GKV-Stornowahrscheinlichkeiten- (w_x^{GKV}) anzurechnen. Für den Teil der Alterungsrückstellung, der den Übertragungswert übersteigt, können dagegen als Stornowahrscheinlichkeiten neben den GKV-Stornowahrscheinlichkeiten auch die PKV-Stornowahrscheinlichkeiten (w_x^{PKV}) einkalkuliert werden.

Daher setzen sich die Stornowahrscheinlichkeiten für die Teile der Alterungsrückstellung, die bei der Ermittlung des Übertragungswertes einzubeziehen sind, aus den GKV-Stornowahrscheinlichkeiten und den von der Höhe des Übertragungswertes bzw. der vererbten Alterungsrückstellung abhängigen anteiligen PKV-Stornowahrscheinlichkeiten zusammen. Insgesamt ergeben sich die tariflichen Stornowahrscheinlichkeiten (Kappa-Stornowahrscheinlichkeiten; w_x^{Kappa}) je Alter x als

$$w_x^{\text{Kappa}} = w_x^{\text{GKV}} + w_x^{\text{PKV,Tarif}} = \begin{cases} w_x^{\text{GKV}} + w_x^{\text{PKV}}, & x \leq 20 \\ w_x^{\text{GKV}} + w_x^{\text{PKV}} \cdot (1 - \kappa_x^{\text{Tarif}}), & x \geq 21 \end{cases}$$

Dabei berücksichtigt die Festsetzung für die Alter $x \leq 20$, dass im brancheneinheitlichen Basistarif bis zum 21. Lebensjahr keine tariflichen Alterungsrückstellungen gebildet werden, sodass bei einem PKV-Storno eines Versicherten in diesen Altern kein Übertragungswert mitzugeben ist.

Die zur Festsetzung der Kappa-Stornowahrscheinlichkeiten erforderlichen geschlechts-, alters- und tarifabhängigen Werte κ_x ($x \geq 21$) werden als Anteil der tariflichen Alterungsrückstellung definiert, der einem Versicherten nach einem Unternehmenswechsel als Übertragungswert beim neuen Versicherer beitragsmindernd angerechnet wird. Dementsprechend kann mit $1 - \kappa_x^{\text{Tarif}}$ der Anteil der tariflichen Alterungsrückstellung bezeichnet werden, der bei einer Kündigung eines Versicherten und gleichzeitigem Neuabschluss bei einem anderen PKV-Versicherer an die verbleibende Versichertengemeinschaft des abgebenden Unternehmens vererbt wird.

Der Wert κ_x stellt somit für das Alter $x \geq 21$ eine Art Wertigkeitsmaßzahl eines Tarifes im Verhältnis zum Basistarif dar. Ist für ein Alter $x \geq 21$ die Alterungsrückstellung des Tarifs geringer oder so hoch wie die des Basistarifs, kann $\kappa_x = 1$ gesetzt werden. Für höherwertige Tarife bzw. Alter, für die die Alterungsrückstellung höher ausfällt als die des Basistarifes, gilt dagegen $\kappa_x < 1$.

Variante des Kappa-Stornos

Bei der tarifindividuellen Herleitung des Kappa-Stornos kann zur Vorsicht für die Alter $x \geq 21$ ⁹unterstellt werden, dass bei einem Wechsel die tarifliche Alterungsrückstellung vollständig übertragen wird und damit unabhängig vom tatsächlichen Übertragungswert $\kappa_x = 1$ festgesetzt werden. Dementsprechend wird lediglich das GKV-Storno einkalkuliert und die Kappa-Stornowahrscheinlichkeiten ergeben sich als:

$$w_x^{\text{Kappa}} = \begin{cases} w_x^{\text{GKV}} + w_x^{\text{PKV}}, & x \leq 20 \\ w_x^{\text{GKV}}, & x \geq 21 \end{cases} = \begin{cases} w_x, & x \leq 20 \\ w_x^{\text{GKV}}, & x \geq 21 \end{cases}$$

Diese Variante stellt als Beispiel insbesondere bei Tarifen mit großem Leistungsumfang einen sehr sicheren Ansatz dar. Bezüglich einer Verprobung der in den ermittelten Stornowahrscheinlichkeiten enthaltenen Sicherheiten wird auf die folgenden Ausführungen in Kapitel 4 verwiesen.

⁹ Das Alter 21 ist hier nur beispielhaft als Repräsentant für das jüngste Erwachsenenalter angegeben. In der Praxis kommen auch andere Festlegungen vor.

4. Verprobung der Stornovererbung

4.1. Stornoergebnis als interne Ergänzung zur Gewinnzerlegung

Nach § 5 Abs. 1 KVAV sind die „Abgangswahrscheinlichkeiten [...] regelmäßig zu überprüfen“. Die bisherigen Ausführungen legen nahe, im Rahmen des Jahresabschlusses die auf Grund von Storno tatsächlich freigewordenen Rückstellungen mit den rechnermäßig zu vererbenden Rückstellungen zu vergleichen. Die Differenz – das Stornoergebnis – geht inhaltlich in das Risikoergebnis der Gewinnzerlegung (Nachweisungen 231 bis 238) ein.

Bezeichnen wir mit $V_{x+1}^{\tau}(j_{x+1}^{\tau}, Y)$ die Bilanzdeckungsrückstellung einer zum Bilanzstichtag $(x + 1)$ -jährigen Person j_{x+1}^{τ} in der Beobachtungseinheit τ eines Tarifs T für das Geschäftsjahr Y , und sind weiter

- $W(Y)$ die Menge der im Geschäftsjahr Y stornierten Tarifversicherten,
- $Q(Y)$ die Menge der im Geschäftsjahr Y verstorbenen Tarifversicherten,
- $B(Y)$ die Menge der Tarifversicherten zum Bilanzstichtag von Y (Bestand),
- $V_{x+1}^{\tau, \text{ÜW}}(j_{x+1}^{\tau}, Y) = V_{x+1}^{\tau}(j_{x+1}^{\tau}, Y) - \text{ÜW}(j_{x+1}^{\tau})$, mit $\text{ÜW}(j_{x+1}^{\tau})$ eventueller Übertragungswert,

so ist das Stornoergebnis $\text{StoErg}(Y)$ des Jahres Y des PKV-Unternehmens VU entsprechend der **Vererbungsformel** (siehe Kapitel 1) definiert¹⁰ als

$$\begin{aligned} \text{StoErg}(Y) = & \sum_{\tau, T \in VU} \sum_{x_B^{\tau} \leq x \leq \omega^{\tau}} \sum_{j_{x+1}^{\tau} \in W(Y)} V_{x+1}^{\tau, \text{ÜW}}(j_{x+1}^{\tau}, Y) \\ & - \sum_{\tau, T \in VU} \sum_{x_B^{\tau} \leq x \leq \omega^{\tau}} \sum_{j_{x+1}^{\tau} \in \{W(Y) \cup Q(Y) \cup B(Y)\}} w_x^{\tau} \cdot V_{x+1}^{\tau}(j_{x+1}^{\tau}, Y) \end{aligned}$$

Entsprechend der Vererbungsformel sind dabei auch die „Bilanzdeckungsrückstellungen“ der verstorbenen und stornierten Personen so zu berechnen, als wären sie noch im Bestand. Modifikationen wie die Maximierung negativer Rückstellungen mit 0 oder die Elimination erster Beginnjahre dürfen an dieser Stelle nicht vorgenommen werden.

Das Stornoergebnis kann natürlich je nach Bedarf durch entsprechende Einschränkung der Summen granularer betrachtet werden - über Tarifgemeinschaften¹¹ bis hin zu Einzelaltersbetrachtungen je Beobachtungseinheit eines Tarifs.

¹⁰ Dies ist von unternehmensindividuellen Möglichkeiten abhängig, die ggf. Näherungsverfahren erforderlich machen (z.B. stimmt die Bilanzdeckungsrückstellung nicht notwendigerweise mit der kalkulatorischen Altersrückstellung überein, oder die Daten der verstorbenen und stornierten Personen sind zum Bilanzstichtag nicht mehr verfügbar, u.Ä.).

¹¹ Tarifgemeinschaft: In der Regel werden Stornowahrscheinlichkeiten tarifübergreifend (z.B. für die substitutive Krankheitskostenversicherung insgesamt) festgelegt.

4.2. Verprobung der rechnungsmäßigen Stornoansätze

Das Verfahren zur Festlegung der Stornowahrscheinlichkeiten führt u.U. zu aktuariell gegebenen Modifikationen bei den beobachteten, effektiven oder rechnungsmäßigen Werten. Daher sollten die im Rahmen der Kalkulation ermittelten Stornowahrscheinlichkeiten hinsichtlich ihrer Wirtschaftlichkeit überprüft werden.

Je nach gewünschter Granularität bzw. Aggregation (s.u.) über die beobachteten Geschäftsjahre dient dabei das durch entsprechende Einschränkung auf die Tarifgemeinschaften, für die ein neu festgelegtes Storno zur Anwendung kommen soll, definierte Stornoergebnis als Messgröße der Wirtschaftlichkeit. Dazu werden in der Definition oben lediglich die bisherigen Werte $\{W_x^T\}_{x_E^T \leq x \leq \omega^T}$ durch die neuen Werte $\{\tilde{W}_x^T\}_{x_E^T \leq x \leq \omega^T}$ ersetzt (Verprobung).

Die Wirtschaftlichkeit ist gegeben, sofern die tatsächliche Vererbung höher ausfällt als die rechnungsmäßig angenommene (d.h. $StoErg \geq 0$). Dies ist allerdings eine prospektive Abschätzung, die zum Zeitpunkt der Stornofestsetzung noch nicht möglich ist. Eine Wirtschaftlichkeitsüberprüfung eines zukünftig geltenden Stornos kann naturgemäß nur anhand der Daten zurückliegender Jahre vorgenommen werden. Die Wirtschaftlichkeit sollte jedoch mindestens zusammengefasst für die Geschäftsjahre erfüllt sein, deren Daten in die Ermittlung der beobachteten Werte eingehen.

Inwieweit die tatsächliche Vererbung über der rechnungsmäßigen liegt oder von diesem Grundgedanken abgewichen werden kann – und zwar auch unter Beachtung der einzurechnenden ausreichenden Sicherheiten gemäß § 2 Abs. 3 und § 5 Abs. 1 KVAV und zukünftiger Entwicklungen –, liegt letztendlich in der bedarfsgerechten Einschätzung des Verantwortlichen Aktuars.

- Nachfolgend sind Beispiele für weitergehende/zusätzliche Variationen der Verprobung neuer Stornowahrscheinlichkeiten aufgeführt, über deren Anwendung der Verantwortliche Aktuar befindet. Werden zunächst PKV- und GKV-Stornowahrscheinlichkeiten getrennt ermittelt, so ist bei den maßgeblichen Rückstellungen auf die Kohärenz zwischen rechnungsmäßig vererbten und den tatsächlich freiwerdenden Werten zu achten. So gehen diejenigen Komponenten der Rückstellungen ein, für die das Storno gelten wird, also dementsprechend beitragswirksame und/oder beitragsunwirksame Teile. Bei Tarifen mit Übertragungswertanspruch und Stornofestlegung mittels Kappa-Stornos ist bei getrennter Verprobung von GKV- bzw. PKV-Storno die freiwerdende Rückstellung auf Grund eines Übertritts zur GKV (oder einer Übersiedlung ins Ausland) bzw. eines Wechsels zu einem anderen PKV-Unternehmen einschließlich der Übertragungswerte zugrunde zu legen. Bei der Verprobung der rechnungsmäßigen Stornowahrscheinlichkeiten als Summe von GKV- und anteiligem PKV-Storno (Kappa-Storno) ist die tatsächlich vererbte Rückstellung ohne Übertragungswerte zu Grunde zu legen.
- Wenn die Neufestlegung der Stornowerte anhand modifizierter Werte erfolgt, sind die entsprechenden tatsächlichen Rückstellungswerte hinsichtlich der Verprobung zunächst analog zu modifizieren. Eine weitere Verprobung ohne diese Modifikationen dient dann als zusätzliche Sensitivitätsanalyse.
- Eine Aussage zur Angemessenheit bzw. zur Bildung einer Stornorückstellung (§ 31 Abs. 1 RechVersV) kann durch eine Verprobung, die allein die Verträge mit negativen Rückstellungen umfasst, getroffen werden.
- Sofern aktuariell sachgerecht, wird das für die Verprobung betrachtete Stornoergebnis über die beobachteten Geschäftsjahre aggregiert betrachtet (s.o.). Z.B. hängt das beobachtete Storno nachweislich von Höhe und Frequenz von Beitragsanpassungen ab – dies könnte eine Aggregation über mehrere Jahre rechtfertigen.
- Sofern aktuariell angezeigt, muss umgekehrt die Granularität der Verprobung weiter verfeinert werden - bis hin zu Einzelaltersbetrachtungen je Beobachtungseinheit eines Tarifs (s.o.) in der Betrachtung einzelner Geschäftsjahre. Je höher die Granularität der Stornoana-

lyse ist, desto eher könnte sich auch ein negatives Stornoergebnis einstellen. Der Verantwortliche Aktuar muss dann entscheiden, ob dies als Resultat natürlicher Zufallsschwankungen hinnehmbar ist oder mehr Sicherheiten in der Stornofestlegung erforderlich sind.

Anhang 1: Rückstellungsgewichtete Stornowahrscheinlichkeiten bei jährlichen Anpassungen

Wir betrachten einen Versichertenbestand $l_{x,x_0;z}$ mit dem Alter x (bezogen auf das Jahr z) und Eintrittsalter x_0 , der von der Kalenderzeit z , $z = 1, 2, \dots$ abhängt. Mit den einjährigen (zeitunabhängigen) Überlebenswahrscheinlichkeiten p_{x,x_0} gilt dann:

$$l_{x+1,x_0;z+1} = l_{x,x_0;z} \cdot p_{x,x_0}$$

Mit noch festzulegenden einjährigen Überlebenswahrscheinlichkeiten $\tilde{p} = \tilde{p}(z) = (\tilde{p}_{x;z})_{x < \omega}$, die vom erreichten Alter x , jetzt aber auch vom Jahr z abhängen, werde eine eindimensionale, d.h. von der Versicherungsdauer unabhängige Kalkulation durchgeführt:

$$\tilde{A}_{x;z} := \sum_{m=0}^{\omega-x} K_{x+m} \cdot v^m \cdot \tilde{p}_{x,m;z}, \quad x \leq \omega, z \geq 1,$$

$$\tilde{a}_{x;z} := \sum_{m=0}^{\omega-x} v^m \cdot \tilde{p}_{x,m;z}, \quad x \leq \omega, z \geq 1,$$

$$\tilde{V}_{x+1,x_0;z+1} = \tilde{V}_{x+1,x_0;z+1}(\tilde{p}) = \tilde{A}_{x+1;z} - \tilde{P}_{x,x_0;z} \cdot \tilde{a}_{x+1;z}, \quad x_0 \leq x < \omega, \quad z \geq 1$$

$$\tilde{P}_{x,x_0;z} = \frac{\tilde{A}_{x;z} - \tilde{V}_{x,x_0;z}}{\tilde{a}_{x;z}}, \quad x_0 \leq x \leq \omega, z \geq 1$$

$\tilde{V}_{x,x_0;z}$ bezeichnet dabei die Alterungsrückstellung zu Beginn des Jahres z für Versicherte mit Alter x (bezogen auf das Jahr z) und Eintrittsalter x_0 , $\tilde{P}_{x,x_0;z}$ analog die Nettoprämie, $\tilde{A}_{x;z}$ den Leistungs- und $\tilde{a}_{x;z}$ den Rentenbarwert; Kopfschaden K_x , $v = 1/(1+i)$ Diskontierungsfaktor. Wir betrachten nur den nicht-gezillmerten Fall.

Fordert man, dass im Jahr z alle Alterskohorten genau die von ihnen verursachten rechnungsmäßigen Leistungsausgaben und die Veränderungen der Alterungsrückstellung aus eigenen Beiträgen (unter Berücksichtigung der rechnungsmäßigen Zinserträge) finanzieren, so muss für alle $x < \omega$ gelten:

$$\begin{aligned} \tilde{V}_{x+1,z+1}^{ges} &= \sum_{x_0 \leq x} l_{x+1,x_0;z+1} \cdot \tilde{V}_{x+1,x_0;z+1}(\tilde{p}) \\ &= \sum_{x_0 \leq x} l_{x,x_0;z} \cdot \tilde{p}_{x;z} \cdot \tilde{V}_{x+1,x_0;z+1}(\tilde{p}) \\ &= \sum_{x_0 \leq x} l_{x,x_0;z} \cdot (\tilde{P}_{x,x_0;z} - K_x + \tilde{V}_{x,x_0;z}(\tilde{p})) \cdot (1+i) \\ &= (\tilde{p}_{x;z}^{ges} - S_{x;z}^{ges} + \tilde{V}_{x;z}^{ges}) \cdot (1+i) \end{aligned}$$

$\tilde{V}_{x+1,z+1}^{ges}$ bezeichnet dabei die Gesamalterungsrückstellung der $x+1$ -Jährigen im Jahr $z+1$ und analog $\tilde{p}_{x;z}^{ges}$ die gesamte Nettobeitragseinnahme und $S_{x;z}^{ges} = \sum_{x_0 \leq x} l_{x,x_0;z} \cdot K_x$ den Gesamtschaden. Die zweite Gleichung ist genau dann erfüllt, wenn \tilde{p} so gewählt wird, das für $\tilde{p} = (\tilde{p}_{x,z}^{(1)})_{x < \omega}$ gilt:

$$\tilde{p}_{x;z} = \frac{\sum_{x_0 \leq x} l_{x+1,x_0;z+1} \cdot \tilde{V}_{x+1,x_0;z+1}(\tilde{p}_{\geq x}(z))}{\sum_{x_0 \leq x} l_{x,x_0;z} \cdot \tilde{V}_{x+1,x_0;z+1}(\tilde{p}_{\geq x}(z))}, \quad x < \omega$$

Dieses Gleichungssystem kann rekursiv gelöst werden. Die rechten Seiten hängen jeweils nur von $(\tilde{p}_{k;z})_{k=x,x+1,\dots,\omega-1}$ ab, sodass eine rekursive Lösung beginnend mit $x = \omega - 1$, dann abwärts fortschreitend, möglich ist. Zur Abkürzung setzen wir

$$A := \sum_{x_0 < x} l_{x,x_0;z} \cdot (\tilde{A}_{x+1;z} - (K_x - \tilde{V}_{x,x_0;z}) \cdot \tilde{a}_{x+1;z}),$$

$$B := \sum_{x_0 < x} l_{x+1,x_0;z+1} \cdot (\tilde{A}_{x+1;z} - (K_x - \tilde{V}_{x,x_0;z}) \cdot \tilde{a}_{x+1;z}),$$

Man erhält folgende Bestimmungsgleichung für $\tilde{p}_{x;z}$:

$$\tilde{p}_{x;z} \cdot (1 + v \cdot \tilde{p}_{x;z} \cdot \tilde{a}_{x+1;z}) \cdot A - (1 + v \cdot \tilde{p}_{x;z} \cdot \tilde{a}_{x+1;z}) \cdot B = 0.$$

Es ergibt sich damit

$$\tilde{p}_{x;z} = \frac{B}{A} = \frac{\sum_{x_0 \leq x} l_{x+1,x_0;z+1} \cdot (\tilde{A}_{x+1;z} - (K_x - \tilde{V}_{x,x_0;z}) \cdot \tilde{a}_{x+1;z})}{\sum_{x_0 \leq x} l_{x,x_0;z} \cdot (\tilde{A}_{x+1;z} - (K_x - \tilde{V}_{x,x_0;z}) \cdot \tilde{a}_{x+1;z})}$$

Damit ist eine Lösung für das Gleichungssystem (1) gegeben und es kann der nicht-stationäre Fall in einem Bestand simuliert und die Angemessenheit der rückstellungsgewichteten Stornowahrscheinlichkeiten verprobt werden. Wie im stationären Fall ergibt sich durch Summation über x mit dem Zinsertrag $\tilde{Z}\tilde{E}^{ges}$

$$\tilde{p}_z^{ges} + \tilde{Z}\tilde{E}_z^{ges} = S_z^{ges} + \Delta\tilde{V}_z^{ges}.$$

Auch hier gilt im Allgemeinen für die bestandsdauerabhängigen Werte P^{ges} und ZE^{ges}

$$\tilde{p}^{ges} \neq P^{ges}, \quad \tilde{Z}\tilde{E}^{ges} \neq ZE^{ges}.$$

Anhang 2: Ermittlung der Stornowahrscheinlichkeiten auf Basis der Rückstellung

Es wird der Effekt der rechnermäßigen Entwicklung der Rückstellung eines Kollektivs aus rein kalkulatorischer Sicht untersucht. Dabei wird angenommen, dass von einer Periode auf die nächste keine Geschäftsvorfälle wie z.B. Beitragsanpassung oder Tarifwechsel stattfinden, die die rechnermäßige Entwicklung der Rückstellung beeinflussen würden. Zudem wird zunächst von einer Versicherung ohne Übertragungswert ausgegangen.

Das Kollektiv bestehe zum Beginn der Periode aus $n > 0$ Versicherten

$$\text{mit Jahresprämien } (P(j))_{1 \leq j \leq n},$$

mit Rückstellungen

$$(V_x(j))_{1 \leq j \leq n}$$

und mit Altern

$$(x_j)_{1 \leq j \leq n}.$$

Die Bestandszugehörigkeit in der nächsten Periode sei gegeben durch

$$(BZ_j)_{1 \leq j \leq n},$$

wobei die BZ_j jeweils Bernoulli-verteilte Zufallsvariablen sind. Es gelte also

$$BZ_j = \begin{cases} 1, & \text{der Versicherte } j \text{ ist in der nächsten Periode noch im Kollektiv} \\ 0, & \text{der Versicherte } j \text{ ist in der nächsten Periode nicht mehr im Kollektiv} \end{cases}$$

für $1 \leq j \leq n$.

Für jeden Versicherten j haben wir in jeder Periode die klassische Zerlegung

$$V_{x+1}(j) - V_x(j) = P(j) - K_x + i \cdot (P(j) - K_x + V_x(j)) + (q_x + w_x) \cdot V_{x+1}(j).$$

Hierbei stellt i den Rechnungszins dar, und es gilt ebenfalls die folgende Definition

$$I_x(y) := \begin{cases} 1, & y = x \\ 0, & y \neq x \end{cases}$$

wobei x und y reelle Zahlen sind.

Durch die obige Zerlegung und durch das Summieren über das gesamte Kollektiv $j \in \{1, \dots, n\}$ und jedes Alter $x \in \{x_{\text{start}}, \dots, \omega\}$, lässt sich die Veränderung der Rückstellung des Kollektivs bei dem betrachteten Übergang von einer Periode auf die nächste bestimmen durch

$$\begin{aligned}
& \sum_j [BZ_j \cdot V_{x_{j+1}}(j) - V_{x_j}(j)] \\
&= \sum_{x,j} I_x(x_j) \cdot [BZ_j \cdot V_{x_{j+1}}(j) - V_x(j)] \\
&= \sum_{x,j} I_x(x_j) \cdot [V_{x_{j+1}}(j) - V_x(j) + BZ_j \cdot V_{x_{j+1}}(j) - V_{x_{j+1}}(j)] \\
&= \sum_{x,j} I_x(x_j) \cdot [P(j) - K_x + i \cdot (P(j) - K_x + V_x(j))] \\
&+ \sum_{x,j} I_x(x_j) \cdot (q_x + w_x - (1 - BZ_j)) \cdot V_{x_{j+1}}(j).
\end{aligned}$$

Die Zerlegung entspricht einer Aufteilung der kalkulatorischen Zahlungsströme

Beitragszahlungen (netto): $\sum_{x,j} I_x(x_j) \cdot P(j)$

Leistungen: $-\sum_{x,j} I_x(x_j) \cdot K_x$

Rechnungsmäßige Verzinsung: $\sum_{x,j} I_x(x_j) \cdot i \cdot (P(j) - K_x + V_x(j))$

Rechnungsmäßige Vererbung: $\sum_{x,j} I_x(x_j) \cdot (q_x + w_x) \cdot V_{x_{j+1}}(j)$.

Damit rechnungsmäßige und tatsächliche Bestandsentwicklung zusammenfallen, ist es notwendig, dass der Vererbungsterm verschwindet, d.h.

$$\sum_{x,j} I_x(x_j) \cdot (q_x + w_x - (1 - BZ_j)) \cdot V_{x_{j+1}}(j) = 0.$$

Als Ansatz für die Gesamt-Ausscheideordnung ergibt sich damit für ein festes Alter $x \in \{x_{\text{Start}}, \dots, \omega\}$

$$\begin{aligned}
& \sum_j I_{x_0}(x_j) \cdot (q_{x_0} + w_{x_0} - (1 - BZ_j)) \cdot V_{x_0+1}(j) = 0 \\
& \Leftrightarrow q_{x_0} + w_{x_0} = \frac{\sum_j I_{x_0}(x_j) \cdot (1 - BZ_j) \cdot V_{x_0+1}(j)}{\sum_j I_{x_0}(x_j) \cdot V_{x_0+1}(j)}
\end{aligned}$$

Für die Aufteilung nach Sterblichkeit und Storno ersetzen wir die Zufallsvariable

$$1 - BZ_j = Q_j + W_j$$

mit

$$Q_j = \begin{cases} 1, & \text{der Versicherte } j \text{ stirbt in der Periode} \\ 0, & \text{der Versicherte } j \text{ stirbt in der Periode nicht} \end{cases}$$

und

$$W_j = \begin{cases} 1, & \text{der Versicherte } j \text{ storniert in der Periode} \\ 0, & \text{der Versicherte } j \text{ storniert in der Periode nicht} \end{cases}$$

für $1 \leq j \leq n$.

Man erhält damit für ein festes $x_{\text{Start}} \leq x_0 \leq \omega$

$$q_{x_0} + w_{x_0} = \frac{\sum_j I_{x_0}(x_j) \cdot (Q_j + W_j) \cdot V_{x_0+1}(j)}{\sum_j I_{x_0}(x_j) \cdot V_{x_0+1}(j)}$$

und wir können weiter für die einzelnen Ausscheideordnungen

$$q_{x_0} = \frac{\sum_j I_{x_0}(x_j) \cdot Q_j \cdot V_{x_0+1}(j)}{\sum_j I_{x_0}(x_j) \cdot V_{x_0+1}(j)}$$

und

$$w_{x_0} = \frac{\sum_j I_{x_0}(x_j) \cdot W_j \cdot V_{x_0+1}(j)}{\sum_j I_{x_0}(x_j) \cdot V_{x_0+1}(j)}$$

ansetzen. Vorausgesetzt, für q_{x_0} ist ein geeigneter Schätzer vorhanden (welches nicht Teil dieser Richtlinie ist), ergibt sich für eine gute Schätzung der Stornowahrscheinlichkeit für ein gegebenes Kollektiv zusammengefasst

$$w_{x_0} = \frac{\sum_j I_{x_0}(x_j) \cdot W_j \cdot V_{x_0+1}(j)}{\sum_j I_{x_0}(x_j) \cdot V_{x_0+1}(j)}.$$

Anhang 3: Beispiel für die Wirkung negativer Alterungsrückstellung auf Storno und Beiträge

Zu Grunde gelegt wird ein geschlechtsunabhängig kalkulierter Nichtbeihilfe-Kompakttarif mit folgenden Leistungen:

- Ambulante Leistungen bei einem Selbstbehalt von 101 – 250 Euro
- Leistungen für Zweibettzimmer im Krankenhaus
- Leistungen für Zahnersatz von 70 – 80 %
- Leistungen für Zahnbehandlung

In diesem Bereich wurden die von der BaFin veröffentlichten, auf der PKV-Kopfschadenstatistik beruhenden Profile des Jahres 2022 herangezogen, um eine Kopfschadenreihe zu bilden. Als altersabhängiges Geschlechterverhältnis wurde das Geschlechterverhältnis in der PPV (Nichtbeihilfe), das in der endgültigen EPV-Statistik 2022 veröffentlicht wurde, gewählt.

Für die Sterblichkeit wurde die PKV-2024, für die Storni wurde das von der BaFin veröffentlichte N-Storno (Beobachtungsjahr 2022) herangezogen. Storno und Sterblichkeit wurden auch durch das für die Kopfschäden hergeleitete Geschlechterverhältnis geschlechtsunabhängig gemacht.

Als Sicherheitszuschlag wurde 7,5%, als Rechnungszins 2,5% und als Kostenzuschläge 10% gewählt, die Kostenzuschläge wurden anhand des Beitrags eines 40-jährigen in Stückkosten umgerechnet.

Ausgehend von dieser Tarifkonstruktion werden nun die unmittelbaren Abschlusskosten durch eine Zillmerung in Höhe von 9 Monatsbeiträgen (bis zum Alter 60 und danach lineare Zurückführung auf 0 im Alter 70) finanziert. Dementsprechend wird der monatliche Kostenzuschlag auf 30 Euro abgesenkt. Die Stornowahrscheinlichkeiten werden in zwei Varianten festgelegt:

- Variante 1: Die Stornowahrscheinlichkeit von 35 Prozent im Alter 21 wird linear auf den Wert des BaFin-Stornos im Alter 50 zurückgeführt (Storno ab Alter 50 nicht modifiziert).
- Variante 2: Die Stornowahrscheinlichkeit von 32 Prozent im Alter 21 wird linear auf den Wert des BaFin-Stornos im Alter 50 zurückgeführt (Storno ab Alter 50 nicht modifiziert).

Der Übergang von Variante 1 zu Variante 2 bedeutet somit eine Absenkung der Stornowahrscheinlichkeiten im Altersbereich 21 bis 50. Zu erwarten wäre, dass dadurch die Prämien in allen Altern steigen, was allerdings in den ersten Altern nicht der Fall ist:

Alter	Beitrag mit Variante 1	Beitrag mit Variante 2	Abweichung absolut	Abweichung prozentual
21	330,26 €	320,89 €	-9,37 €	-2,84%
22	327,01 €	318,78 €	-8,23 €	-2,52%
23	323,52 €	316,63 €	-6,89 €	-2,13%
24	320,42 €	315,04 €	-5,38 €	-1,68%
25	318,23 €	314,48 €	-3,75 €	-1,18%
26	318,12 €	315,94 €	-2,18 €	-0,69%
27	321,52 €	320,60 €	-0,92 €	-0,29%
28	326,57 €	326,76 €	0,19 €	0,06%
29	332,68 €	333,90 €	1,22 €	0,37%
30	339,94 €	342,04 €	2,10 €	0,62%
35	394,11 €	397,67 €	3,56 €	0,90%
40	470,36 €	471,93 €	1,57 €	0,33%
45	550,77 €	550,93 €	0,16 €	0,03%
50	630,51 €	630,51 €	0,00 €	0,00%

Dieses Phänomen zeigt die Aufteilung der gezillerten Jahresnettoprämie ${}^Z P_{x_0}$ bezüglich des ursprünglichen Eintrittsalters x_0 zum dann erreichten Alter X in die Komponenten Risikoprämie, eigener Anteil an Sparprämie und geerbter Anteil an Sparprämie auf, da nämlich die Stornowahrscheinlichkeiten $\{w_x\}_{x \leq \omega}$ unmittelbar die Vererbung beeinflussen:

$${}^Z P_{x_0} = \underbrace{K_x}_{\substack{\text{Kopfschaden} \\ \text{zum err. Alter} \\ \text{Risikoprämie}}} + \underbrace{v \cdot {}^Z V_{x+1, x_0} - {}^Z V_{x, x_0}}_{\substack{\text{eigener Anteil an} \\ \text{gezillertem Sparbeitrag}}} - \underbrace{(q_x + w_x) \cdot v \cdot {}^Z V_{x+1, x_0}}_{\substack{\text{geerbte diskontierte} \\ \text{gezillerte Alterungsrückstellung}}, \text{ Sparprämie}}$$

dabei bezeichne K_x den Kopfschaden zum erreichten Alter X , v den Diskontierungsfaktor, q_x die Sterbewahrscheinlichkeit zum erreichten Alter X und ${}^Z V_{x+1, x_0}$ die gezillerte Alterungsrückstellung bezüglich des Eintrittsalters x_0 zum erreichten Alter $x + 1$ (diese Darstellung ergibt sich durch Umstellung der Vererbungsformel aus Kapitel 1). Eine Absenkung der Stornowahrscheinlichkeiten $\{w_x\}_{x \leq \omega}$ bewirkt bei einer positiven Alterungsrückstellung ${}^Z V_{x+1, x_0}$ eine Vererbung von weniger Gut haben, was zu einer Erhöhung der Prämie führt, bei einer negativen Alterungsrückstellung ${}^Z V_{x+1, x_0}$ eine Vererbung von weniger Schulden, woraus eine Senkung der Prämie resultiert (die mit der Stornoabsenkung verbundenen Auswirkungen auf die Alterungsrückstellungen selbst bleiben hier unberücksichtigt).

Anhang 4: Herleitung von Stornowahrscheinlichkeiten für Tarife ohne Übertragungswertanspruch mithilfe von Daten von Tarifen mit Übertragungswertanspruch der neuen Tarifwelt

Gemäß den von der BaFin veröffentlichten Stornodaten der PKV-Unternehmen der Jahre 2018 bis 2022 ist in den meisten Tarifgruppen und Altern ein höheres Storno bei Tarifen mit Übertragungswertanspruch gegenüber Tarifen ohne Übertragungswertanspruch festzustellen.

Möchte man zur Herleitung des rechnungsmäßigen Stornos von Tarifen ohne Übertragungswertanspruch auf Stützdaten von Tarifen mit Übertragungswertanspruch zurückgreifen, ist also Vorsicht geboten. Bei einer Mischung dieser Tarife oder Modifikationen besteht die Gefahr, dass das so resultierende Storno für Tarife ohne Übertragungswertanspruch keine ausreichenden Sicherheiten beinhalten könnte.

Eine Möglichkeit, diesem Umstand Rechnung zu tragen, ist, dass man bei der Herleitung des Stornos für Tarife ohne Übertragungswertanspruch zwar Tarife mit Übertragungswertanspruch mitberücksichtigt, aber das empirische freiwerdende Storno der Tarife mit Übertragungswertanspruch nicht in Gänze ansetzt, sondern mit Abschlagsfaktoren versieht. Diese Abschlagsfaktoren kann man beispielsweise aus den von der BaFin veröffentlichten Stornodaten der PKV-Unternehmen herleiten.

Im Nachfolgenden beschreiben wir ein mögliches Verfahren zur Herleitung von Abschlagsfaktoren.

Es bezeichnen:

$V_{BaFin,x}^{t,Gr,W}$	Summe der vorhandenen Alterungsrückstellungen aller x -jährigen gemäß BaFin-Veröffentlichung für das Jahr t in der Gruppe Gr und der Welt W
$V_{BaFin,x}^{frei,t,Gr,W}$	Summe der im Jahr t durch Storno freigewordenen Alterungsrückstellungen
t	Jahr der BaFin-Veröffentlichung
Gr	Versicherungsart (N, B) und differenziert nach Geschlecht (M, W)
W	Tarife ohne Übertragungswertanspruch („alte Welt“ - aW) oder Tarife mit Übertragungswertanspruch („neue Welt“ - nW)

Um für sämtliche Alter ausreichende Grunddaten zu erhalten und um zufallsbedingte Schwankungen zu reduzieren, erscheint es sinnvoll, mehrere Jahre der Datenmeldung durch die BaFin zusammenzufassen.

Wichtig ist, dass bei Tarifen mit Übertragungswertanspruch sämtliche freiwerdende Alterungsrückstellungen Berücksichtigung finden, also sowohl vererbte also auch übertragene. In den Tarifen der alten Welt werden alle Alterungsrückstellungen vererbt, so dass es sinnvoll ist, bei Tarifen mit Übertragungswertanspruch das Gesamt-Storno zu betrachten.

Für jedes Alter lassen sich nun empirische Stornohäufigkeit berechnen:

$$\text{alte Welt: } w_{BaFin,x}^{t,Gr,aW} = \frac{V_{BaFin,x}^{frei,t,Gr,aW}}{V_{BaFin,x}^{t,Gr,aW}}$$

$$\text{neue Welt: } w_{BaFin,x}^{t,Gr,nW} = \frac{V_{BaFin,x}^{frei,t,Gr,nW}}{V_{BaFin,x}^{t,Gr,nW}}$$

Nun lassen sich Abschlagsfaktoren ermitteln, indem man den Quotienten der Stornohäufigkeiten der beiden Welten bildet:

$$AB_{BaFin,x}^{t,Gr} = \frac{W_{BaFin,x}^{t,Gr,aW}}{W_{BaFin,x}^{t,Gr,nW}}$$

Die resultierenden Werte sind sehr schwankungsbehaftet, daher empfiehlt es sich, Altersgruppen zu bilden, um die Schwankungen zu reduzieren. So könnte man beispielsweise jeweils fünf Alter zu einer Altersgruppe zusammenfassen und Abschlagsfaktoren für die Altersgruppen [21;25], [26;30], [31;35] usw. bilden.

Wendet man dieses Verfahren auf die von der BaFin veröffentlichten Stornodaten der PKV-Unternehmen der Jahre 2018 bis 2022 an, so ergeben sich für die meisten Altersgruppen Abschlagsfaktoren von deutlich unter 1. Eine Ausnahme bilden die Beihilfetarife in jungen Altern (bis ca. 35 Jahre). Dort treten Abschlagsfaktoren von teils deutlich über 1 auf. Ursächlich dürfte sein, dass derzeit noch die Personen aus der Kindernachversicherung vermehrt in der alten Tarifwelt versichert sind, die bei Wegfall des Beihilfeanspruchs bei Beendigung der Ausbildung vermehrt kündigen.

In den übrigen Altersgruppen sind überwiegend Werte von deutlich unter 1 zu beobachten. Im Sinne einer vorsichtigen Kalkulation könnte man die Abschlagsfaktoren so modifizieren, dass sie den Wert 1 nicht überschreiten:

$$AB_{BaFin,x}^{t,Gr,mod} = \min\{AB_{BaFin,x}^{t,Gr}; 1\}$$

Nun kann man bei Herleitung des unternehmensindividuellen, rechnungsmäßigen Stornos das freiwerdende Storno von Tarifen mit Übertragungswert mit den so berechneten Abschlagswerten modifizieren.

Man berechnet also unternehmensindividuell die freiwerdenden sowie vorhandenen Alterungsrückstellungen der Berücksichtigung findenden Tarife der alten und neuen Welt. Die freiwerdenden Rückstellungen der alten Welt-Tarife fließen zur Gänze ein und die freiwerdenden Rückstellungen der neuen Welt-Tarife werden mit den BaFin-Abschlagsfaktoren multipliziert.

$$W_{ind,x}^{t,Gr} = \frac{V_{ind,x}^{frei,t,Gr,aW} + AB_{BaFin,x}^{t,Gr,mod} \cdot V_{ind,x}^{frei,t,Gr,nW}}{V_{ind,x}^{t,Gr,aW} + V_{ind,x}^{t,Gr,nW}}$$

Anhang 5: Datensatzbeschreibung der von der BaFin veröffentlichten Stornostatistik

Die Stornostatistik wird von der BaFin jährlich zusammen mit der Kopfschadenstatistik gegen Jahresende für das vorangegangene Kalenderjahr veröffentlicht. Für das rückstellungsbasierte Storno wird eine Tabelle mit aggregierten Rohdaten zur Verfügung gestellt. Die Veröffentlichung enthält eine jeweils aktuelle Beschreibung der Spaltenbezeichnungen¹². Die Bezeichnungen sind mit jenen in Band V des Statistikhandbuchs des PKV-Verbandes identisch, soweit es dort inhaltlich entsprechende Spalten gibt.

Die Rückstellung einer versicherten Person ist ggf. gemäß den untenstehenden Merkmalen auf mehrere Datensätze aufgeteilt, etwa zur Unterscheidung von beitragswirksamer und noch nicht beitragswirksamer Rückstellung oder wenn zugleich Versicherungsschutz in einem Bisex- und einem Unisextarif besteht.

Spalte	Werte	Bedeutung
JAHR	Ganze Zahl	Beobachtungsjahr
ALTER	Ganze Zahl	Alter (= Beobachtungsjahr - Geburtsjahr)
VALTER	0, 1, 2, 3, 4, 5, ">5"	Vertragsalter (= Beobachtungsjahr - Jahr des Zugangs in die Versicherungsart VA), für Vertragsalter > 5 aggregiert.
VA	"N", "B", "T"	Versicherungsart: N ichtbeihilfe, B eihilfe, oder T agesgeld
MW	"M", "W"	Geschlecht: M ännlich oder W eiblich
UB	"U", "B"	Kalkulationsart: U nisex oder B isex
UEW	"J", "N"	Besteht ein Übertragungswertanspruch auf diese Rückstellung? (J a oder N ein)
BW	"J", "N"	Handelt es sich um bereits beitragswirksame Rückstellungen? (J a oder N ein)
AR	Dezimalzahl	Summe der vorhandenen Alterungsrückstellung mit der durch die Spalten ALTER, VALTER, VA, MW, UB, UEW, und BW definierten Merkmalskombination. Negative Rückstellungen z.B. gezillmerter Tarife werden dabei pro Person auf 0 gesetzt.
STO_M	Dezimalzahl	Summe der aufgrund Stornos als Übertragungswert mitgegebenen Rückstellung mit der durch die Spalten ALTER, VALTER, VA, MW, UB, UEW, und BW definierten Merkmalskombination. (§ 146 Abs. 1 Satz 1 Nr. 5 VAG i.V.m. § 14 KVAV)
STO_V	Dezimalzahl	Summe der aufgrund Stornos an das Kollektiv vererbten Rückstellung mit der durch die Spalten ALTER, VALTER, VA, MW, UB, UEW, und BW definierten Merkmalskombination.

¹² Die unten wiedergegebene Tabelle ist der Veröffentlichung zum Beobachtungsjahr 2023 entnommen, siehe <https://www.bafin.de/ref/19778296>