Erweiterte Ursachen- und Wirkungskonstellationen bei Kalkulationsmängeln in der Nettorisikoprämienberechnung mit Referenz auf Risikoäquivalenz und Leistungsäquivalenz im Hinblick auf Antiselektion und Proselektion sowie Umverteilungsprozesse in Versicherungsbeziehungen.

Eszler, Erwin

Published: 19/07/2022

Document Version:
Publisher's PDF, also known as Version of record

Citation for published version (APA):
Eszler, E. (2022). *Erweiterte Ursachen- und Wirkungskonstellationen bei Kalkulationsmängeln in der Nettorisikoprämienberechnung mit Referenz auf Risikoäquivalenz und Leistungsäquivalenz im Hinblick auf Antiselektion und Proselektion sowie Umverteilungsprozesse in Versicherungsbeziehungen.* Wiener Beiträge zur betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft (WrBtrgBwVersWiss) No. 20

ao. Univ.-Prof. Dr. Erwin Eszler

Erweiterte Ursachen- und Wirkungskonstellationen bei Kalkulationsmängeln in der Nettorisikoprämienberechnung mit Referenz auf Risikoäquivalenz und Leistungsäquivalenz im Hinblick auf Antiselektion und Proselektion sowie Umverteilungsprozesse in Versicherungsbeziehungen

Expanded Configurations of Causes and Effects of Deficiencies in Net Risk Premium Calculation in Reference to Risk Equivalence and Performance Equivalence with Regard to Adverse Selection and Favourable Selection as well as Redistribution Processes in Insurance Relationships

Nr. 20 der
„Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft“
(WrBtrgBwVersWiss)

Wirtschaftsuniversität Wien, im Juli 2022

Erweiterte Ursachen- und Wirkungskonstellationen bei Kalkulationsmängeln in der Nettorisikoprämienberechnung mit Referenz auf Risikoäquivalenz und Leistungsäquivalenz im Hinblick auf Antiselektion und Proselektion sowie Umverteilungsprozesse in Versicherungsbeziehungen

1. Einleitung, Zielsetzungen, Übersichten

Die *Nettorisikoprämie* (NRP[1]) stellt ein Element der *Bruttorisikoprämie*[2] und damit auch der *Bruttoversicherungsprämie*[3] dar.

Kalkulationsmängel bei der Be- bzw. Verrechnung[4] von Nettorisikoprämien - also das *Abweichen* des Kalkulationsergebnisses *von einer Referenzgröße* – können neben anderen Effekten[5] zwei *Wirkungen* haben:

- **Selektionsprozesse**;

- **Umverteilungsprozesse**.

Zu diesen beiden Phänomenen sollen in der vorliegenden Arbeit wissenschaftliche Weiterentwicklungen dargestellt werden.

Dabei soll und kann aber nicht eine vollständige Analyse und Darstellung aller möglichen Konstellationen erfolgen, sondern es kommt - neben den einzelnen Analyseergebnissen und den damit verbundenen Erkenntnisgewinnen - vor allem auf zwei Aspekte an:

- die entwickelte **Systematik**[6];

- die entwickelten **Analysemethoden**.

Damit ist ein methodisches Instrumentarium gegeben, mit dem dann auch weitere, hier nicht mehr untersuchte Konstellationen systematisiert und analysiert werden können.

Aber auch das Instrumentarium selbst kann dann entsprechend weiterentwickelt werden.

---

[1] Für den Plural „Nettorisikoprämien" wird im Folgenden die Abkürzung „NRPn" verwendet.

[2] Die Bruttorisikoprämie besteht aus den Bestandteilen Nettorisikoprämie und Sicherheitszuschlag. Vgl. etwa Farny, Dieter: Versicherungsbetriebslehre, 5. Aufl., Karlsruhe 2011, S. 61 u. 63; Karten, Walter: Das Einzelrisiko und seine Kalkulation, in: Große, W. / Müller-Lutz, H. L. / Schmidt, R. (Hrsg.): Versicherungsenzyklopädie, 4. Auflage, Band 2, Wiesbaden 1991, S. 240 f.

[3] Die Bruttoversicherungsprämie besteht aus der Bruttorisikoprämie (s. o.) zuzüglich der Prämienbestandteile Betriebskostenzuschlag, Gewinnzuschlag (ggf.), Versicherungssteuer(n) (ggf.) etc. Zu den Bestandteilen einer Versicherungsprämie vgl. etwa Farny, Dieter: Versicherungsbetriebslehre, 5. Aufl., Karlsruhe 2011, S. 61 u. 63; Karten, Walter: Das Einzelrisiko und seine Kalkulation, in: Große, W. / Müller-Lutz, H. L. / Schmidt, R. (Hrsg.): Versicherungsenzyklopädie, 4. Auflage, Band 2, Wiesbaden 1991, S. 240 f.

[4] Mit „Verrechnung" soll hier gemeint sein, dass die berechnete (zunächst kalkulierte) NRP dann im Rahmen eines Versicherungsvertrages tatsächlich zum Forderungsbestandteil gegenüber dem Versicherungsnehmer wird.

[5] So ist hier etwa sogenannte *mangelnde strukturelle Neutralität* anzuführen. Zum Begriff der strukturellen Neutralität hinsichtlich der *Risiko*äquivalenz von Nettorisikoprämien vgl. Karten, Walter: Das Einzelrisiko und seine Kalkulation, in: Große, W. / Müller-Lutz, H. L. / Schmidt, R. (Hrsg.): Versicherungsenzyklopädie, 4. Auflage, Band 2, Wiesbaden 1991, S. 263-265.

[6] Vgl. hierzu insb. Abschnitt 1.1.für Selektionsprozesse und Abschnitt 1.2. für Umverteilungsprozesse.

Die vorliegende Arbeit setzt auf einer Mehrzahl von einzelnen Studien des Autors sowohl zu Selektionsprozessen[7] wie auch zu Umverteilungsprozessen[8] auf und führt diese weiter, wobei dabei auch neue, zum Teil im Vergleich zu vorliegenden Studien alternative Konzepte entwickelt werden.

Die entwickelten und angewandten Analysemethoden stellen sich je nach Konstellationsgruppen sehr verschieden dar. Das wird auch schon bei einem überblicksmäßigen Durchsehen der Studie durch die sich deutlich voneinander unterscheidenden formale Darstellungsweisen augenscheinlich.

Maßgeblich für die Gliederung dieses Beitrages ist die Bezugnahme auf die Referenzgröße „*Risikoäquivalenz*" (R) einerseits (Abschnitt 2) bzw. auf die Referenzgröße *„Leistungsäquivalenz"* (L) andererseits (Abschnitt 3).[9]

Die Untersuchungsbereiche lassen sich somit folgendermaßen darstellen:

[7] Eszler, Erwin: Leistungsäquivalenz statt Risikoäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt: Konzeptionen und Konsequenzen, Nr. 5 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, https://epub.wu.ac.at/4302/ ; Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion bei gegebener und mangelnder Leistungsäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt, Nr. 6 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im März 2015, https://epub.wu.ac.at/4481/ ; Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt, Teil 1: Bilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft, 76. Jg. (2021), Heft 4, S. 98-103; Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt, Teil 2: Trilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft, 76. Jg. (2021), Heft 5, 92-98; Eszler, Erwin: Absolute Durchschnittsprämien versus prozentuell abweichende Nettorisikoprämien im Hinblick auf Antiselektion und Proselektion in kompetitiven Versicherungskonstellationen, in: Zeitschrift für Versicherungswesen (ZfV), 73. Jg., 2022, Heft 12, S. 353-356.

[8] Eszler, Erwin: Risikoausgleich und Versicherung: Analyse und Systematisierung divergenter Auffassungen, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 45. Jg., 1994, Heft 6, S. 152-156; Eszler, Erwin: Umverteilungseffekte in der Individualversicherung, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 45. Jg., 1994, Heft 17, S. 414-419; Eszler, Erwin: Der umverteilungsfreie Versicherungsbegriff, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 45. Jg., 1994, Heft 20, S. 518-521; Eszler, Erwin: Ändert Versicherung die Vermögensverteilung? / Umverteilungseffekte im Versicherungswesen - Ein multidimensionales Systematisierungsmodell, in: Versicherungswirtschaft, 62. Jg., 2007, Heft 13, S. 1053-1057; Eszler, Erwin: Gibt es den umverteilungsfreien Sicherheitszuschlag im Versicherungsentgelt?, in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft (ZVersWiss), 99. Jg., 2010, Heft 1, S. 65-82; Eszler, Erwin: Contribution to the EU-Consultation on the Green Paper on the Insurance of Natural and Manmade Disasters 16.04.2013, European Commission: The EU Single Market Consultations, 2013; Eszler, Erwin: Hochwasserversicherung - Irrtümer und Missverständnisse, in: risControl, 34. Jg., 2013, Nr. 06, S. 22-24; Eszler, Erwin. 2013. Hochwasser-Risiken: Keine Umverteilung unter dem Deckmantel der Versicherung!, in: risControl, 34. Jg., 2013, Nr. 07, S. 24-27; Eszler, Erwin: Zur Gestaltung einer Hochwasserversicherung, in: risControl, 34. Jg., 2013, Nr. 08, S. 26-30; Eszler, Erwin: Hochwasser-Risiken: "Keine Umverteilung unter dem Deckmantel der Versicherung!" (Schriftliches Interview/ Fragenbeantwortung), in: Versicherungsforen-Themendossier (Leipzig), 2014, Nr. 2, S. 5-7, http://www.versicherungsforen.net/portal/de/forenpartnerschaft_1/versicherungsforenthemendossier_3/versicherungsforenthemendossiers.xhtml#tab-content3 (Archiv);
Eszler, Erwin: Logik der reinen Versicherung, Nr. 4 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/4301/ .

[9] Diese beiden Referenzgrößen erscheinen zunächst als einander ausschließende Alternativen. Es zeigt sich jedoch, dass die Referenzgröße „Leistungsäquivalenz" das umfassendere, allgemeinere Konzept ist, das die Referenzgröße „Risikoäquivalenz" als Spezialfall formal miteinzuschließen vermag.

<table>
<tr><td colspan="2" rowspan="2"></td><td colspan="2">Referenzgrößen</td></tr>
<tr><td>Risikoäquivalenz

(Kap. 2)</td><td>Leistungsäquivalenz

(Kap. 3)</td></tr>
<tr><td>Ursachen:</td><td>Kalkulationsmängel</td><td>Kap. 2.1.</td><td>Kap. 3.1</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Wirkungen
von Kalkulati-
onsmängeln</td><td>Selektion</td><td>Kap. 2.2.</td><td>Kap. 3.2</td></tr>
<tr><td>Umverteilung</td><td>Kap. 2.3.</td><td>Kap. 3.3</td></tr>
</table>

Abb. 1: Untersuchungsbereiche bzw. Abschnitte (Kapitel) nach Referenzgrößen für die Nettorisikoprämienkalkulation und nach Wirkungen von diesbezüglichen Kalkulationsmängeln

1.1. Weiterentwicklung der Forschung zu Selektionsprozessen

Antiselektion (auch: *adverse Selektion, negative Risikoauslese*) aufgrund von *nicht-risikoäquivalenten Nettorisikoprämien* ist ein seit langem bekanntes und auch wissenschaftlich dargestelltes Phänomen der Versicherung.[10]

Die herkömmliche Betrachtungsweise erfasst jedoch nur einen *Teilbereich* möglicher Selektionseffekte, die durch Kalkulationsmängel hinsichtlich der Nettorisikoprämienberechnung entstehen können; nämlich solche, die im Hinblick auf die Referenzgröße (individuelle) *Risikoäquivalenz* bei nur *einem* Versicherer (unilateral) durch eine *einheitliche absolute* NRP (im speziellen: eine Durchschnittsprämie) entstehen. (Vgl. hierzu den grau unterlegten Bereich R/a-1 in der nächsten Abbildung, die *Ursachen*zusammenhänge bzw. –bereiche für Selektionswirkungen darstellt.)

Ausgehend von der kurz referierten herkömmlichen Darstellung – diese wird hier allerdings bereits um zusätzliche Aspekte ergänzt – sollen im vorliegenden Beitrag nun *Erweiterungen* in mehrfacher Hinsicht erfolgen, und zwar sowohl hinsichtlich des *Ursachenzusammenhanges* wie auch hinsichtlich des *Wirkungszusammenhanges*.

1.1.1. Erweiterter Ursachenzusammenhang von Selektionsprozessen

Folgende Erweiterungen werden hier vorgenommen (vgl. hierzu die folgende Abbildung):

- Es werden Selektionseffekte nicht nur im Hinblick auf die *Bezugs-/Referenzgröße „Risikoäquivalenz“* (**R**) erfasst, sondern auch im Hinblick auf die *Referenzgröße „Leistungsäquivalenz“* (**L**), bei der auch die Ruinwahrscheinlichkeit bzw. die Leistungssicherheit des Versicherers in der Prämienberechnung berücksichtigt wird.

- Innerhalb des Konzeptes der Risikoäquivalenz wird neben dem üblicherweise betrachteten Kalkulationsmangel der Verrechnung einer *einheitlichen absoluten Nettorisikoprämie* (**R/a**) (trotz unterschiedlicher Schaden-Erwartungswerte der einzelnen Risiken) auch der Kalkulationsmangel der *einheitlich relativ zu hohen oder zu niedrigen Nettorisikoprämien*, also *einheitlich relativ-abweichender Nettorisikoprämien* (**R/r**) untersucht.[11]

- Es werden nicht nur Selektionseffekte untersucht, die durch Kalkulationsmängel auf der Seite eines Versicherers (*unilateral*) *bedingt* (verursacht) sind (z. B. **R/a-1** oder **R/r-1**), sondern auch solche, die auf Seiten zweier Versicherer (*bilateral*, z. B. **R/a-2** oder **R/r-1**) und dreier Versicherer (*trilateral*, z. B. **R/a-3**) *bedingt* sind. (Weitere *multilateral bedingte* Selektionseffekte sind dann allfälligen weiteren Untersuchungen und Darstellungen vorbehalten.)

---

[10] Vgl. hierzu etwa Farny, Dieter: Versicherungsbetriebslehre, 5. Aufl., Karlsruhe 2011, S. 70; Karten, Walter: Das Einzelrisiko und seine Kalkulation, in: Große, W. / Müller-Lutz, H. L. / Schmidt, R. (Hrsg.): Versicherungsenzyklopädie, 4. Auflage, Band 2, Wiesbaden 1991, S. 263 ff.

[11] *Nicht einheitliche*, sondern im *Einzelfall* (individuell, bei einzelnen Risiken) vorkommende Kalkulationsmängel und damit Abweichungen vom Risikoäquivalenzprinzip und die dann möglichen Wirkungen werden hier nicht untersucht.

	Referenzgröße			
	Risikoäquivalenz (R)		**Leistungsäquivalenz (L)**	
	Kalkulationsmangel:		Kalkulationsmangel:	
	einheitliche absolute NRP (R/a)	***einheitlich relativ-abweichende NRP (R/r)***	***abweichende Ausgangs-NRP (L/a)***	***abweichende Leistungs-wahrschein-lichkeit (L/w)***
unilateral bedingte Selektion	R/a-1	R/r-1	L/a-1	L/w-1
bilateral bedingte Selektion	R/a-2	R/r-2	L/a-2	L/w-2
trilateral bedingte Selektion	R/a-3	R/r-3	L/a-3	L/w-3
sonstige multilateral bedingte Selektion	R/a-m	R/r-m	L/a-m	L/w-m

Abb. 2: Ursachenkonstellationen für Selektionen: Analysebereiche mit dem grau unterlegten Bereich des herkömmlicherweise betrachteten Ursachenzusammenhanges R/a-1.

Zusätzlich zu den in der obigen Abbildung angeführten Bezeichnungen der Ursachenkonstellationen wird je nachdem, wie *viele Versicherer jeweils insgesamt betrachtet* werden, dann – abgetrennt durch einen Schrägstrich – noch eben diese Anzahl hinzugefügt, sodass man dann also von *„Modellkonstellationen"* sprechen kann, z. B. für die der herkömmlichen Betrachtungsweise zugrundeliegende Konstellation mit zwei Versicherern „**R/a-1/2**", zu lesen als: *Abweichung von der Referenzgröße „Risikoäquivalenz" („R") durch den Kalkulationsmangel „einheitliche absolute NRP" („R/a") auf der Seite eines Versicherers („unilateral bedingt")(„R/a-1") von zwei betrachteten Versicherern („R/a-1/2"*).

Eine weitere Erhöhung der Möglichkeiten und der Komplexität ergibt sich (in der obigen Abbildung nicht mehr dargestellt), wenn man Modellkonstellationen im Hinblick auf die Referenzgröße „Risikoäquivalenz" (R) in den Blick nimmt, wo *zwei oder mehr Versicherer mit jeweils verschiedenen Kalkulationsmängeln* vorkommen, also z. B. eine Konstellation mit zwei Versicherern, wo einer eine einheitliche absolute NRP verrechnet (R/a-1/2) und der andere eine einheitlich relativ-abweichende NRP (R/r-1/2), eine Modellkonstellation, die hier dann mit „**R/a-1/2*R/r-1/2**" bezeichnet wird, usw.

Auch kann es im Hinblick auf die Referenzgröße „Leistungsäquivalenz" zu Ursachenkonstellationen (in der obigen Abbildung ebenfalls nicht mehr dargestellt) mit einem *simultanen Zusammentreffen* von *abweichender Ausgangs-NRP (L/a)* und *abweichender verrechneter Leistungswahrscheinlichkeit (L/w)* kommen, die dann mit **„L/a*w"** bezeichnet werden.

1.1.2. Erweiterter Wirkungszusammenhang von Selektionsprozessen

Aus diesen nunmehr erweiterten Ursachenzusammenhängen ergeben sich auch *erweiterte Wirkungszusammenhänge* und *neue Arten von Selektionseffekten* (vgl. hierzu auch die folgende Abbildung):

Werden Kalkulationsmängel bei mehr als einem Versicherer betrachtet, dann lassen sich neben den bekannten (*ungünstigen)* ***Antiselektionseffekten*** (**A**) in bestimmten Fällen auch sogenannte (*günstige)* ***Proselektionseffekte*** (**P**) erkennen.[12]

Darüber hinaus kann es allgemein bei einzelnen beteiligen Versicherern auch sogenannte (primär) ***neutrale Selektionseffekte*** (**N**) geben, also Selektionseffekte, die zunächst unmittelbar (im Hinblick auf das Verhältnis von NRP und Erwartungswert der versicherten Schäden) weder als ungünstig noch als günstig erscheinen, die aber mittelbar in weiterer Folge durchaus ungünstige oder ungünstige versicherungstechnische Auswirkungen (durch *Bestandsgrößenveränderungen* etc.) haben können.[13] In bestimmten Konstellationen kann es ***neutrale Selektion nach der Größe der Risiken*** (gemessen am Erwartungswert der versicherten Schäden) geben (die aber ebenfalls mittelbar in weiterer Folge durchaus ungünstige oder ungünstige Auswirkungen haben kann.

Der ***Begriff der Selektion*** umfasst somit - abweichend vom üblichen Sprachgebrauch - im Rahmen dieser Arbeit ***auch reine Bestandsvergrößerungen oder Bestandsverminderungen bei einem Versicherer, die durch Selektionseffekte bei einem oder mehreren anderen Versicherern verursacht sind***.

Ähnlich gibt es darüber hinaus ***auch Anti- und Proselektionswirkungen bei einem Versicherer, die durch Selektionsprozesse bei einem anderen Versicherer ausgelöst*** sind. Man kann hier dann von ***extern induzierter*** oder ***derivativer Selektion*** (im Unterschied zu *originärer Selektion*) sprechen.[14] In den Analysen wird das aber nicht mehr eigens gekennzeichnet werden.

Selektionseffekte können weiters hinsichtlich des *Ausmaßes* des Selektionseffektes danach unterschieden werden, ob die betreffenden Selektionseffekte – Antiselektion (A) bzw. Proselektion (P) bzw. neutrale Selektion (N) – alle Risiken (***totale Selektion****; „t“)* oder einen Teil

---

[12] Proselektionseffekte wurden identifiziert und so bezeichnet von Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion bei gegebener und mangelnder Leistungsäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt, Nr. 6 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im März 2015, https://epub.wu.ac.at/4481/ , S. 17. Vgl. auch Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt, Teil 1: Bilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft, 76. Jg. (2021), Heft 4, S. 98-103; Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt, Teil 2: Trilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft 76. Jg. (2021), Heft 5, 92-98; Eszler, Erwin: Absolute Durchschnittsprämien versus prozentuell abweichende Nettorisikoprämien im Hinblick auf Antiselektion und Proselektion in kompetitiven Versicherungskonstellationen, in: Zeitschrift für Versicherungswesen (ZfV), 73. Jg., 2022, Heft 12, S. 353-356.

[13] Vgl. Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt, Teil 1: Bilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft, 76. Jg. (2021), Heft 4, S. 100 f.

[14] So etwa in der Konstellation R/a-1/2*R/r-1/2 (siehe unten), wo an sich die Selektion nach der Größe der Risiken (gemessen am Erwartungswert der versicherten Schäden) beim Versicherer mit der unilateralen einheitlichen absoluten NRP bestimmt wird, es aber beim anderen Versicherer mit unilateral einheitlich relativ-abweichenden NRPn zu entsprechenden Selektionseffekten nach eben dieser Größe dieser Risiken kommt. Ähnlich auch zum Beispiel in der Konstellation L/$a_{R/a}$-1/2.

der Risiken (***partielle Selektion****; „p“)* eines Versicherers betreffen: **tA**, **tP**, **tN** bzw. **pA**, **pP**, **pN**.

Bei totaler Selektion, kann weiters unterschieden werden,

- ob sich diese ***totale Selektion*** aus ***zwei (oder mehr) partiellen Selektionsprozessen*** zusammensetzt [wie in der klassischen Antiselektionskonstellation: „gute“ Risiken (1.) wandern ab (pA) bzw. (2.) bleiben fern (pA) (somit bezüglich dieser Risiken ***zwei unterscheidbare partielle Antiselektionsprozesse***); „schlechte“ Risiken (3.) verbleiben (pA) bzw. (4.) kommen hinzu (pA) (somit bezüglich auch dieser Risiken ***zwei unterscheidbare partielle Antiselektionsprozesse***), zusammen ***totale Antiselektion*** (**tA**)];

- oder ob sich die ***totale Selektion*** aufgrund ***eines einzigen Selektionsprozesses*** ergibt, z. B. wenn bei einem Versicherer, der einheitlich relativ (prozentuell) zu hohe NRPn verrechnet, *alle* diese für ihn „guten“ Risiken zum Versicherer mit den risikoäquivalenten NRPn abwandern.[15]

Der ***Begriff der Selektion*** umfasst somit - abweichend vom üblichen Sprachgebrauch - im Rahmen dieser Arbeit ***auch Effekte, die alle Risiken eines Versicherers in der gleichen Weise*** betreffen, also zum Beispiel, dass eben *alle* Risiken eines Versicherers abwandern bzw. fernbleiben.[16]

Die betreffenden Selektionseffekte können weiters danach unterschieden werden, ob diese nur auf der Seite eines Versicherers (***unilateral****)*, zweier *(**bilateral**)*, dreier *(**trilateral**)* oder noch mehr Versicherer (allgemein: ***multilateral***) auftreten, z. B. pA-1/2 für einen unilateralen partiellen Antiselektionseffekt, pA-2/2 für einen bilateralen partiellen Antiselektionseffekt.

Bei ***multilateralen*** Selektionseffekten kann weiter danach unterschieden werden, ob diese die ***verbunden*** auftreten (z. B. *Antiselektion* bestimmter Risiken bei einem Versicherer, die dann zu einem anderen Versicherer abwandern, bei dem diese Risiken dann *ebenfalls Antiselektion* bewirken) oder aber ***getrennt*** (z. B. bei einem Versicherer bleiben aufgrund von *Antiselektion* bestimmte neu zu versichernde Risiken aus, zu einem anderen kommen solche neu zu versichernden Risiken, bei dem sie *ebenfalls Antiselektion* bewirken).

Auch wird dann noch – durch einen Schrägstrich abgetrennt – die ***Gesamtanzahl der betrachteten Versicherer*** angeführt, also z. B. unilaterale totale Antiselektionseffekte bei einem von zwei betrachteten Versicherern (tA-1/2). Vgl. die folgende Abbildung.

---

[15] Genaugenommen ist dies jedoch auch nur *ein partieller* Antiselektionsprozess. Denn es werden in dieser Konstellation solche neu zu versichernden Risiken auch *ausbleiben*, was ebenfalls einen *partiellen* Antiselektionsprozess darstellt. Beide Antiselektionsprozesse können aber im Hinblick auf die Art der Risiken – in beiden Fällen „gute“ Risiken - in gewisser Weise *zusammengefasst* werden.

[16] Anmerkung: „Selektion“ bedeutet „Auslese“ oder „Auswahl“. Zwar wird das wohl gemeinhin zumeist so verstanden, dass eine Teilmenge aus einer Gesamtmenge ausgewählt wird. Doch ist es ja an sich auch möglich, dass „alles“ – also die Gesamtmenge – (aus)gewählt wird. (Oder – um es in der Terminologie der mathematischen Mengenlehre auszudrücken –: Es können ja an sich nicht nur echte Teilmengen, sondern auch unechte Teilmengen ausgewählt werden.) Von daher erscheint es vertretbar, den Selektionsbegriff hier im Versicherungskontext in der beschriebenen Weise auszuweiten.

Anzahl der betroffenen Versicherer	Art des Effektes					
	ungünstig: **Antiselektion (A)**		*günstig:* **Proselektion (P)**		*neutral:* **Neutrale Selektion (N)**	
	Ausmaß der Selektion		Ausmaß der Selektion		Ausmaß der Selektion	
	total (tA)	***partiell (pA)***	***total (tP)***	***partiell (pP)***	***total (tN)***	***partiell (tN)***
unilaterale Effekte	tA-1	pA-1	tP-1	pP-1	tN-1	pN-1
bilaterale Effekte	tA-2	pA-2	tP-2	pP-2	tN-2	pN-2
trilaterale Effekte	tA-3	pA-3	tP-3	pP-3	tN-3	pN-3
weitere multilaterale Effekte	tA-m	pA-m	tP-m	pP-m	tN-4	pN-4

Abb. 3: Wirkungskonstellationen: Arten von Selektionseffekten mit dem grau unterlegten Bereich der herkömmlicherweise betrachteten Selektionseffekte tA-1

Weiters können dann die betreffenden Effekte auch noch im Hinblick auf ***Direktionalität*** danach unterschieden werden, ob der *Selektionsprozess* (Bewegung/Wanderung der Risiken) im Hinblick auf die betrachteten Versicherer nur in *eine Richtung (**unidirektional**)*, in *zwei* (***bidirektional***) usw. ***(multidirektional)*** oder ***adirektional*** (ohne Richtung; bei Verbleib oder bei Ausbleiben von Risiken) erfolgt.

Dies ist in der obigen Abb. nicht darstellt, kann aber durch ein Zeichen angegeben werden, nämlich

- durch „↑“ für einen ***unilateralen unidirektionalen Selektionsprozess „weg vom betroffenen Versicherer und hin zu einem anderen“*** (während bei diesem *keine Selektion der betreffenden Art* stattfindet) (z. B. ↑pA-1/2, vgl. die folgende Abb.),

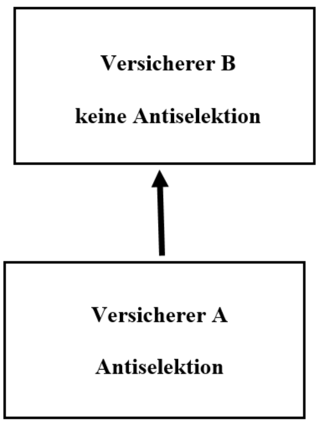

Abb. 4: Unilateraler unidirektionaler Selektionsprozess „weg vom betroffenen Versicherer A und hin zu einem anderen“ (hier z. B. ↑pA-1/2)

- durch „↓“ für einen ***unilateralen unidirektionalen Selektionsprozess „hin zum betroffenen Versicherer und weg von einem anderen“*** (während bei diesem *keine Selektion der betreffenden Art* stattfindet) (z. B. ↓pA-1/2, vgl. die folgende Abb.),

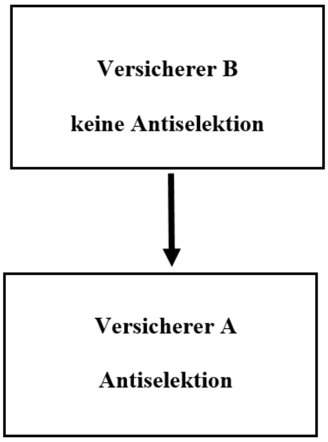

Abb. 5: Unilateraler unidirektionaler „hin zum betroffenen Versicherer A und weg von einem anderen“ (hier z. B. ↓pA-1/2)

- durch „↑↓“ für ***unilaterale bidirektionale Selektionsprozesse „weg vom betroffenen Versicherer und hin zu einem anderen“*** **sowie** ***„hin zum betroffenen Versicherer und weg von einem anderen“*** (während bei diesem *keine Selektion der betreffenden Art* stattfindet) (z. B. ↑↓pA-1/2, vgl. die folgende Abb.),

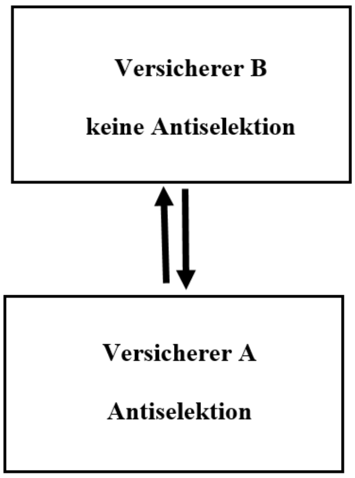

Abb. 6: Unilaterale bidirektionale Antiselektionsprozesse „weg vom betroffenen Versicherer A und hin zu einem anderen“ sowie „hin zum betroffenen Versicherer A und weg von einem anderen“ (hier z. B. ↑↓pA-1/2)

- durch „→→“ für einen ***bilateralen unidirektionalen Selektionsprozess*** (z. B. →→pA-2/2, vgl. die folgende Abb.),

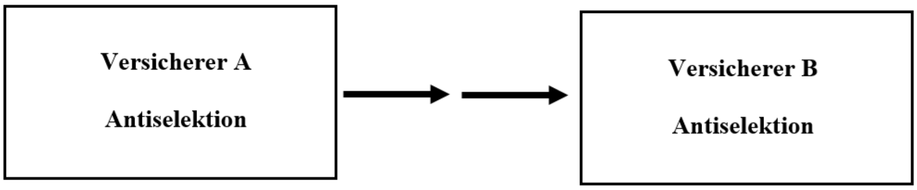

Abb. 7: Bilateraler unidirektionaler Selektionsprozess bei zwei betroffenen Versicherern A und B (hier z. B. →→pA-2/2)

- durch ↓↓ für ein ***selektionsbedingtes Hinzukommen neu zu versichernder Risiken zum betreffenden Versicherer*** (z. B. ↓↓pA-1/2, vgl. die folgende Abb.),

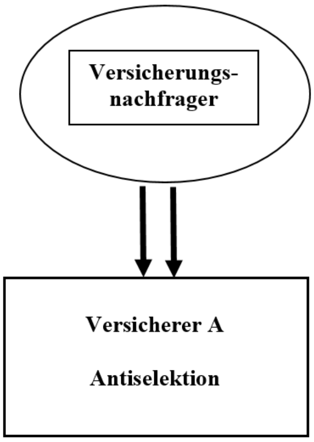

Abb. 8: Selektionsbedingtes Hinzukommen neu zu versichernder Risiken zum betroffenen Versicherer A (hier z. B. ↓↓pA-1/1)

- durch TT für ein ***selektionsbedingtes Ausbleiben (adirektional) von neu zu versichernden Risiken beim betreffenden Versicherer*** (z. B. TTpA-1/2, vgl. die folgende Abb.),

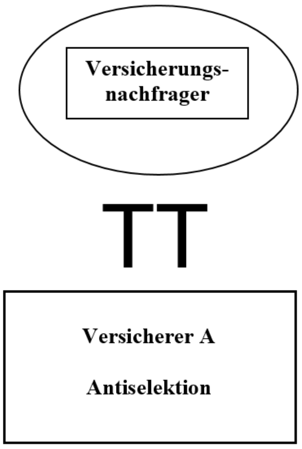

Abb. 9: Selektionsbedingtes Ausbleiben neu zu versichernder Risiken beim betroffenen Versicherer A (hier z. B. TTpA-1/1)

- durch „□“ für ein ***selektionsbedingtes Verbleiben (adirektional) von Risiken bei einem Versicherer*** (z. B. □pA-1/2, vgl. die folgende Abb.),

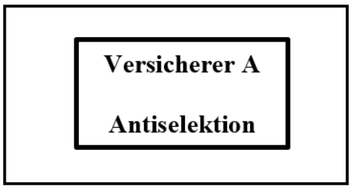

Abb. 10: Selektionsbedingtes Verbleiben (adirektional) von Risiken beim betroffenen Versicherer A (hier z. B. □pA-1/1)

- durch T für ein ***selektionsbedingtes Fernbleiben (adirektional) von Risiken, die bei einem anderen Versicherer verbleiben, vom betreffenden Versicherer,*** (z. B. TpA-1/2, vgl. die folgende Abb.),

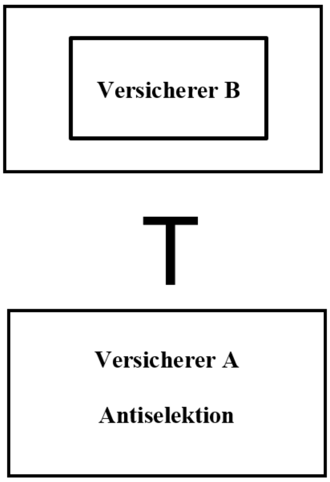

Abb. 11: Selektionsbedingtes Fernbleiben von Risiken, die bei einem anderen Versicherer verbleiben, vom Versicherer A (hier z. B. TpA-1/2)

Bei *mehr als zwei Versicherern* bzw. im Hinblick auf *Proselektion* und *neutrale Selektion* kann dann diese Art der Angabe der Direktionalität in entsprechender Weise angewandt bzw. weiterentwickelt werden.

In den Abschnitten 2.2. und 3.2. werden systematisch wichtige *Ursachenzusammenhänge* für Selektionen (vgl. Bereiche/Felder der entsprechenden tabellarischen Übersicht im vorigen Abschnitt) bzw. *Modellkonstellationen* mit zwei und drei Versicherern im Hinblick auf *Selektionswirkungen* (vgl. Bereiche/Felder der tabellarischen Übersicht weiter oben in diesem Abschnitt) analysiert.

1.2. Weiterentwicklung der Forschung zu Umverteilungsprozessen

Unter *Umverteilung* wird im vorliegenden Kontext verstanden

- die auf *eine* bestimmte Ursache bzw. auf *einen* Ursachenkomplex
- bei *einem* Versicherer zurückzuführende
- *Verminderung des Vermögenserwartungswertes* bei einem oder mehrerenWirtschafts-subjekten und die
- betragsmäßig *gleich hohe*
- *Erhöhung des Vermögenserwartungswertes* bei einem oder mehreren anderen Wirtschaftssubjekten.

Analog zu den Selektionsprozessen wurden Umverteilungsprozesse, die durch Kalkulationsmängel bei der Nettorisikoprämienbe- bzw. –verrechnung bedingt sind, traditionellerweise eher nur im Zusammenhang mit dem klassischen Fall einer Abweichung von der individuellen Risikoäquivalenz durch Be- bzw. Verrechnung einer einheitlichen absoluten Nettorisikoprämie (im speziellen: Durchschnittsprämie) behandelt und es wurden eher nur Umverteilungen zwischen Versicherungsnehmern/-innen berücksichtigt.[17]

Auch im Hinblick auf Umverteilungsprozesse werden hier nun Erweiterungen hinsichtlich der Ursachenzusammenhänge und der Wirkungszusammenhänge dargestellt.

1.2.1. Erweiterter Ursachenzusammenhang von Umverteilungsprozessen

Folgende Erweiterungen werden hier vorgenommen (vgl. hierzu die nächste Abbildung):

Es werden Umverteilungseffekte nicht nur im Hinblick auf die *Bezugs-/Referenzgröße „Risikoäquivalenz“* (**R**) erfasst, sondern auch im Hinblick auf die *Bezugsgröße „Leistungsäquivalenz“* (**L**), bei der auch die Ruinwahrscheinlichkeit bzw. die Leistungssicherheit des Versicherers in der Prämienberechnung berücksichtigt wird.

Innerhalb des Konzeptes der Risikoäquivalenz wird neben dem üblicherweise betrachteten Kalkulationsmangel der einheitlichen *(absoluten) Nettorisikoprämien* (**R/a**) (trotz unterschiedlicher Schaden-Erwartungswerte der einzelnen Risiken) auch der Kalkulationsmangel der *einheitlich relativ zu hohen oder zu niedrigen* Nettorisikoprämien, also *einheitlich relativ-abweichender Nettorisikoprämien* (**R/r**), untersucht.

Wie bisher können allerdings nur Umverteilungseffekte berücksichtigt werden, die durch Kalkulationsmängel auf der Seite eines Versicherers (*unilateral*) *bedingt* (verursacht) sind (z. B.

[17] Vgl. z. B. Karten, Walter: Das Einzelrisiko und seine Kalkulation, in: Große, W. / Müller-Lutz, H. L. / Schmidt, R. (Hrsg.): Versicherungsenzyklopädie, 4. Auflage, Band 2, Wiesbaden 1991, S. 268.

R/a-1). Die Berücksichtigung multilateral durch Kalkulationsmängel bei der Nettorisikoprämienberechnung bedingter Umverteilungseffekte ergibt sich hier aus definitorischen Gründen nicht.[18] Die definitorische Einschränkung wurde hier vorgenommen, um die Komplexität im Rahmen der vorliegenden Arbeit in Grenzen zu halten.

Allerdings können – auch das eine Erweiterung herkömmlicher Modelle - bei einem Versicherer Umverteilungen aufgrund *gleichzeitiger Kalkulationsmängel auch bei mehr als einer Versicherungssparte* untersucht werden (ein Ursachen*komplex*), wobei dann verschiedene Konstellationen bzw. Kombinationen von Kalkulationsmängeln berücksichtigt werden können.

Weiters kann auch eine Erweiterung in *zeitlicher* Hinsicht erfolgen, indem *Umverteilungen zwischen Gruppen von Versicherungsnehmern (und auch zwischen diesen und dem Versicherer) in aufeinanderfolgender Perioden* untersucht werden.

[18] Zwar gibt es Konstellationen mit Selektionsprozessen, wo etwa Antiselektion bei einem Versicherer zu einer Verminderung des Vermögenserwartungswertes führt und zu einer Erhöhung des Vermögenswartungswertes eines anderen Versicherers; aber für die Kennzeichnung eines Prozesses als Umverteilung im vorliegenden Kontext ist eben Voraussetzung, dass er auf eine *einzige Ursache bzw. auf einen Ursachenkomplex bei nur bei einem Versicherer* zurückzuführen ist. In der beschriebenen Konstellation ist jedoch für eine Erhöhung des Vermögenserwartungswertes des zweiten Versicherers ein *Kalkulationsmangel auch bei diesem Versicherer* Voraussetzung.

<table>
<tr><td rowspan="4"></td><td colspan="4">Referenzgröße</td></tr>
<tr><td colspan="2">Risikoäquivalenz (R)</td><td colspan="2">Leistungsäquivalenz (L)</td></tr>
<tr><td colspan="2">Kalkulationsmangel:</td><td colspan="2">Kalkulationsmangel:</td></tr>
<tr><td>einheitliche absolute NRP (R/a)</td><td>einheitlich relativ-abweichende NRP (R/r)</td><td>abweichende Ausgangs-NRP (L/a)</td><td>abweichende Leistungswahr-scheinlichkeit (L/w)</td></tr>
<tr><td>unilateral bedingte Umverteilung in einer Sparte in einer Periode</td><td>R/a-1</td><td>R/r-1</td><td>L/a-1</td><td>L/w-1</td></tr>
<tr><td rowspan="2">unilateral bedingte Umverteilungen in mehr als einer Sparte in einer Periode</td><td>$R/a_1/a_2/\ldots$-1/1</td><td>$R/r_1/r_2/\ldots$-1/1</td><td>$L/a_1/a_2/\ldots$-1/1</td><td>$L/w_1/w_2/\ldots/$ 1/1</td></tr>
<tr><td colspan="2">$R/a_1/r_1/\ldots$-1/1</td><td colspan="2">$L/a_1{*}w/\ldots$-1/1</td></tr>
<tr><td rowspan="2">unilateral bedingte Umverteilung in einer Sparte in mehr als einer Periode</td><td rowspan="2">$R/a_{P1}/a_{P2}/\ldots$-1/1</td><td rowspan="2">$R/r_{P1}/r_{P2}/\ldots$-1/1</td><td>$L/a_{P1}/a_{P2}/\ldots$-1/1</td><td>$L/w_{P1}/w_{P2}/\ldots$-1/1.</td></tr>
<tr><td colspan="2">$L/a_{P1}{*}w_{P1}/a_{P2}{*}w_{P2}/\ldots$-1/1</td></tr>
<tr><td rowspan="2">unilateral bedingte Umverteilungen in mehr als einer Sparte in mehr als einer Periode</td><td>$R/a_{1P1}/a_{1P2}/\ldots/a_{2P1}/a_{2P2}/\ldots$-1/1</td><td>$R/r_{1P1}/r_{1P2}/\ldots/r_{2P1}/r_{2P2}/\ldots$-1/1</td><td>$L/a_{1P1}/a_{1P2}/\ldots/a_{2P1}/a_{2P2}/\ldots$-1/1</td><td>$L/w_{1P1}/w_{2\,P2}/\ldots$-1/1.</td></tr>
<tr><td colspan="2">$R/a_{1P1}/a_{1P2}/\ldots/r_{2P1}/r_{2P2}/\ldots$-1/1</td><td colspan="2">$L/a_{1P1}{*}w_{P1}/a_{2P1}{*}w_{P1}/\ldots/a_{1P2}{*}w_{P2}/a_{2P2}{*}w_{P2}/\ldots$-1/1</td></tr>
</table>

Abb. 12: Ursachenkonstellationen für Umverteilungen: Analysebereiche mit dem grau unterlegten Bereich des herkömmlicherweise betrachteten Ursachenzusammenhanges R/a-1. [Hinweis: Bei „$L/w_1/w_2/\ldots/$" bedeuten die Indizes nur, dass die abweichende Leistungswahrscheinlichkeit in den Sparten 1, 2, … bei der NRP-Kalkulation verwendet wird, nicht aber etwa, dass die abweichenden Leistungswahrscheinlichkeiten nach Sparten verschieden wären; denn es ist für alle Bereiche des Versicherers für eine bestimmte Periode von der (Fehl-)Kalkulation einer *einheitlich* abweichenden Leistungswahrscheinlichkeit auszugehen.]

1.2.2. Erweiterter Wirkungszusammenhang von Umverteilungsprozessen

In der folgenden Abbildung sind die erweiterten Wirkungskonstellationen systematisch dargestellt, wobei darauf hinzuweisen ist, dass es sich eben nur um Umverteilungen handelt, die durch Nettorisikoprämienbe- und -verrechung bedingt sind.[19] [20]

Unterschieden werden können zunächst – wie in herkömmlicher Betrachtung bei einer einheitlichen absoluten NRP_c – Umverteilungen zwischen dem Vermögenserwartungswert $E(V_{i;g})$ jenes *Teiles* der individuellen Versicherungsnehmer mit „guten Risiken" $X_{i;g}$[21] (also: *manchen*) – *hin* zum Vermögenserwartungswert $E(V_{i;s})$[22] jenes anderen *Teiles* der individuellen Versicherungsnehmer mit „schlechten Risiken" $X_{i;s}$ (also ebenfalls: *manchen*), daher *„bilateral partielle Umverteilung" oder „partiell/partielle Umverteilung* (ppU), *also* ppU: $E(V_{i;g}) \rightarrow E(V_{i;s})$.

Traditionellerweise werden dabei nur Umverteilungen *innerhalb* einer Periode betrachtet. Eine Erweiterung kann insofern stattfinden, als Umverteilungen zwischen den Vermögenserwartungswerten von Versicherungsnehmern *verschiedener Perioden* berücksichtigt werden. In diesem Fall kann es auch eine *bilateral totale Umverteilung* (ttU) zwischen den Vermögenserwartungswerten von Versicherungsnehmern geben. Z. B. wird eine bisher einheitlich für alle Risiken der Versicherungsnehmer einer Periode (P=1) zu niedriger Nettorisiko-Prämiensatz für alle Risiken der Versicherungsnehmer der Folgeperiode (P=2)[23] auf einen einheitlich zu hohen Nettorisiko-Prämiensatz erhöht und die Versicherungen der ersten Periode werden durch die Prämien aus der zweiten Periode finanziert:[24] ttU: $E(V_{i;g;P2}) \rightarrow E(V_{i;s;P1})$[25]. Wenn somit *alle* individuellen Vermögenserwartungswerte der Versicherungsnehmer von der Umverteilung betroffen sind, dann gibt es zugleich auch eine *bilateral kollektive Umverteilung* zwischen dem kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der zweiten Periode $V_{k;g;P2}$ und dem kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der ersten Periode $V_{k;s;P1}$, also kkU: $E(V_{k;g,P2}) \rightarrow E(V_{k;s;P1})$.

Weiters können Umverteilungen von manchen (partielle Umverteilung) bzw. von allen Vermögenserwartungswerten von Versicherungsnehmern (totale Umverteilung) bzw. vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer hin zum Vermögenserwar-

---

[19] Eine umfassende, systematische Übersicht zu Umverteilungsphänomenen im Versicherungswesen insgesamt findet sich bei Eszler, Erwin: Ändert Versicherung die Vermögensverteilung? / Umverteilungseffekte im Versicherungswesen - Ein multidimensionales Systematisierungsmodell, in: Versicherungswirtschaft (VW), 62. Jg., 2007, Heft 13, S. 1053-1057.

[20] Zu Umverteilungsaspekten im Zusammenhang mit dem Prämienbestandteil „Sicherheitszuschlag" vgl. Eszler, Erwin: Gibt es den umverteilungsfreien Sicherheitszuschlag im Versicherungsentgelt?, in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft (ZVersWiss), 99. Jg., 2010, Heft 1, S. 65-82.

[21] Für diese gilt $\Delta E(V_{i;g})=E(X_{i;g})-NRP_c$ mit $E(X_{i;g})-NRP_c<0$ (ausführlichen Erklärungen weiter unten).

[22] Für diese gilt $\Delta E(V_{i;s})=E(X_{i;s})-NRP_c$ mit $E(X_{i;s})-NRP_c>0$ (ausführlichen Erklärungen weiter unten).

[23] In der Realität werden die Versicherungsnehmer der ersten Periode mit den Versicherungsnehmern der zweiten Periode in kleinerer oder größerer Anzahl ident sein aufgrund Periodengrenzen überschreitender Versicherungsdauern. Und auch Periodengrenzen überschreitende Prämienverrechnungen sind Realität. Stark vereinfachend wird hier aber in den Modellen unterstellt werden, dass die Versicherungsdauern und Prämienverrechnungen bei den einzelnen Verträgen die Periodengrenzen nicht überschreiten.

[24] Wenn der gesamte Betrag der Unterdeckung in der ersten Periode P1 nicht gleich ist dem Betrag der Überdeckung in der zweiten Periode P2, dann ist der Betrag der Umverteilung der jeweils kleinere dieser beiden Beträge. Vgl. dazu auch weiter unten.

[25] Ein nach rechts zeigender Pfeil $E(V_A) \rightarrow E(V_B)$ bedeutet "Umverteilung vom Vermögenserwartungswert A hin zum Vermögenserwartungswert B".

tungswert des Versicherers unterschieden werden (bei letzterem wird aber nicht zwischen partieller und totaler Umverteilung unterschieden; Zeichen hierfür: q): pqU: $E(V_{i,g}) \rightarrow E(V_V)$ bzw. tqU: $E(V_{i;g}) \rightarrow E(V_V)$ bzw. kqU: $E(V_{i;g}) \rightarrow E(V_V)$.

Schließlich können dann noch Umverteilungen vom Vermögenserwartungswert des Versicherers hin zu manchen (partielle Umverteilung) bzw. hin zu allen individuellen Vermögenserwartungswerten der Versicherungsnehmer (totale Umverteilung) bzw. hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer unterschieden werden: qpU: $E(V_V) \rightarrow E(V_{i;s})$ bzw. qtU: $E(V_V) \rightarrow E(V_{i;s})$ bzw. qkU: $E(V_V) \rightarrow E(V_{k;s})$.

Weitere Konstellationen sind in der folgenden Abbildung ersichtlich.
Ein Pfeil nach oben ↑ bedeutet „Umverteilung weg vom Vermögenserwartungswert“, ein Pfeil nach unten „Umverteilung hin zum Vermögenserwartungswert“.

			Art der Umverteilungswirkungen			
			Umverteilung hin zu den Vermögenserwartungswerten von Versicherungsnehmern			***Umverteilung hin zum Vermögenserwartungswert des Versicherers***
			individuell		*kollektiv*	
			zu manchen $E(V_{i;s}\downarrow)$	*zu allen* $E(V_{i;s}\downarrow)$	$E(V_{k;s}\downarrow)$	$E(V_V\downarrow)$
Umverteilung weg von den Vermögenserwartungswert von Versicherungsnehmern	*individuell*	*von manchen* $E(V_{i;g}\uparrow)$	**ppU: $E(V_{i;g}) \rightarrow E(V_{i;s})$**	**ptU: $E(V_{i;g}) \rightarrow E(V_{i;s})$**	**pkU: $E(V_{i;g}) \rightarrow E(V_{k;s})$**	**pqU: $E(V_{i;g}) \rightarrow E(V_V)$**
		von allen $E(V_{i;g}\uparrow)$	**tpU: $E(V_{i;g}) \rightarrow E(V_{i;s})$**	**ttU: $E(V_{i;g}) \rightarrow E(V_{i;s})$**	**[tkU: $E(V_{i;g}) \rightarrow E(V_{k;s})$]**	**tqU: $E(V_{i;g}) \rightarrow E(V_V)$**
	kollektiv	$E(V_{k;g}\uparrow)$	**kpU: $E(V_{k;g}) \rightarrow E(V_{i;s})$**	**[ktU: $E(V_{k;g}) \rightarrow E(V_{i;s})$]**	**kkU: $E(V_{k;g}) \rightarrow E(V_{k;s})$**	**kqU: $E(V_{k;g}) \rightarrow E(V_V)$**
Umverteilung weg von Vermögenserwartungswert des Versicherers	$E(V_V\uparrow)$		**qpU: $E(V_V) \rightarrow E(V_{i;s})$**	**qtU: $E(V_V) \rightarrow E(V_{i;s})$**	**qkU: $(V_V) \rightarrow E(V_{k;s})$**	

Abb. 13: Wirkungskonstellationen: Arten von Umverteilungseffekten mit dem grau unterlegten Bereich der herkömmlicherweise betrachteten Umverteilungseffekte. Abkürzungen: pU partielle Umverteilung, tU totale Umverteilung, kU kollektive Umverteilung (ein ganzes Kollektiv oder ein Teilkollektiv betreffend). Die Konstellationen tkU und ktU sind eingeklammert, da sie gleichbedeutend mit ttU oder kkU sind.

2. Referenzgröße „Risikoäquivalenz“ (R)

Das Prinzip der individuellen[26] Risikoäquivalenz der NRP bedeutet, dass für ein versichertes Risiko i die Nettorisikoprämie NRP_i gleich sein soll dem Erwartungswert der versicherten Schäden $E(X_i)$.[27]

$$NRP_i = \sum_{j=1}^{s} x_{ij} \cdot p_{ij} = E(X_i)$$

mit
x_{ij} für einen versicherten Schaden j aus dem Risiko i
p_{ij} für die Eintrittswahrscheinlichkeit für xij
s für die Gesamtanzahl der möglichen xij
E für den Erwartungswert
X_i für die Zufallsvariable der versicherten Schäden aus dem Risiko i

2.1. Abweichungen von der Referenzgröße (R): Kalkulationsmängel

Es werden hier nur *systematische* Kalkulationsmängel berücksichtigt werden, nicht aber fallweise Abweichungen von der individuellen Risikoäquivalenz (R) in einzelnen Versicherungsverträgen und deren mögliche Folgen.

Systematische Kalkulationsmängel mit Abweichung von der individuellen Risikoäquivalenz (R) können in zwei Formen auftreten:

- als einheitliche absolute NRP (R/a);

- als einheitlich relativ-abweichende NRP (R/r).

[26] Dem gegenüber bedeutet *kollektive Risikoäquivalenz* in diesem Zusammenhang die auf ein Risikenkollektiv (einen Risikenbestand; eine bestimmte, abgegrenzte Zahl von Risiken) bezogene Äquivalenz der Summe der Nettorisikoprämien einerseits und der Summe der Erwartungswerte der versicherten Schäden andererseits hinsichtlich aller versicherten Risiken dieses Risikenkollektivs. Vgl. etwa Farny, Dieter: Versicherungsbetriebslehre, 5. Aufl., Karlsruhe 2011, S. 67 ff.

[27] Vgl. etwa Farny, Dieter: Versicherungsbetriebslehre, 5. Aufl., Karlsruhe 2011, S. 67 ff.; Karten, Walter: Das Einzelrisiko und seine Kalkulation, in: Große, W. / Müller-Lutz, H. L. / Schmidt, R. (Hrsg.): Versicherungsenzyklopädie, 4. Auflage, Band 2, Wiesbaden 1991, S. 244 ff.

2.1.1. Kalkulationsmangel „einheitliche absolute NRP“ (R/a)

Hierbei wird eine einheitliche absolute NRP (R/a) trotz verschieden hoher Erwartungswerte $E(X_i)$ der versicherten Schäden X_i bei den einzelnen Risiken i verrechnet.[28]

2.1.2. Kalkulationsmangel „einheitlich relativ-abweichende NRP (R/r)

Hierbei wird eine einheitlich relativ (prozentmäßig) abweichende NRP (R/r) trotz verschieden hoher Erwartungswerte $E(X_i)$ der versicherten Schäden X_i bei den einzelnen Risiken i verrechnet.

[28] Eine absolute *Durchschnitts*-NRP (wie sie in herkömmlichen Analysen unterstellt wird) ist lediglich ein Spezialfall einer einheitlichen absoluten NRP, die auch auf andere Weise als durch Durchschnittsbildung zustandekommen kann. Außerdem ist eine exakte Durchschnittsprämie eher lediglich als gedanklicher Idealfall anzusehen: Sie gilt durch Kalkulation/Durchschnittsbildung für einen bestimmten Risikenbestand nur in einem bestimmten Zeitpunkt und verliert bei Fluktuation von Risiken, deren individueller Erwartungswert der versicherten Schäden nicht der Durchschnitts-NRP entspricht, oder bei Änderungen der Schadenerwartungswerte bei einzelnen versicherten Risiken ihre Eigenschaft als exakte Durchschnittsprämie - oder sie müsste sofort durch neuerliche Kalkulation/Durchschnittbildung angepasst werden. Vgl. zu Letzterem in Bezug auf sogenannte *mangelnde strukturelle Neutralität* bei Durchschnittsprämien Karten, Walter: Das Einzelrisiko und seine Kalkulation, in: Große, W. / Müller-Lutz, H. L. / Schmidt, R. (Hrsg.): Versicherungsenzyklopädie, 4. Auflage, Band 2, Wiesbaden 1991, S. 263-265.

2.2. Mangelnde Risikoäquivalenz (R): Selektionsprozesse[29]

Bei den Modellkonstellationen mit der *Referenzgröße „Risikoäquivalenz“* liegt hier immer die Annahme zugrunde, dass die *Versicherungsnachfrageentscheidungen ausschließlich von der Höhe der Nettorisikoprämie abhängen* (also nicht von sonstigen Prämienbestandteilen der Bruttoprämie, nicht von der Leistungssicherheit des Versicherers, nicht von sonstigen Präferenzen. Weiters wird vollkommene Produkthomogenität unterstellt). Weiters gibt es in den Modellen keine weiteren Versicherer.[30]

Zunächst wird hier nun von der herkömmlicherweise betrachteten Ursachenkonstellation und Analyse ausgegangen.

2.2.1. Kalkulationsmangel „einheitliche absolute NRP“ (R/a): Selektion

Als Bedingung/Ursache für die Abweichung von der Referenzgröße „Risikoäquivalenz“ wird bei der herkömmlichen Antiselektionsanalyse der Kalkulationsmangel der Verrechnung einer einheitlichen absoluten NRP trotz verschieden hoher Schaden-Erwartungswerte bei den einzelnen Risiken angenommen.

2.2.1.1. Selektion: Konstellation R/a-1/2: zwei Versicherer: unilaterale einheitliche absolute NRP

In der *herkömmlichen Analyse* werden *zwei* Versicherer betrachtet.

Versicherer A verrechnet für jedes Risiko i eine individuell-risikoäquivalente Nettorisikoprämie $NRP_{A;i}$, die also dem Erwartungswert der versicherten Schäden aus dem Risiko i, also $E(X_i)$, entspricht: $NRP_{A;i}=E(X_i)$.

Versicherer B verrechnet hingegen eine absolute und konstante NRP=const., im folgenden $NRP_{B/c}$, einheitlich für alle Risiken, obwohl diese verschieden hohe Erwartungswerte der ver-

---

[29] Für uni-, bi- und trilaterale Selektionseffekte hinsichtlich der Referenzgröße „Risikoäquivalenz“ sind im Rahmen anderer Arbeiten auch anschauliche Abbildungen und Tabellenübersichten entwickelt worden. Vgl. Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt, Teil 1: Bilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft, 76. Jg. (2021), Heft 4, S. 98-103, und Teil 2: Trilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft 76. Jg. (2021), Heft 5, S. 92-98, sowie Eszler, Erwin: Absolute Durchschnittsprämien versus prozentuell abweichende Nettorisikoprämien im Hinblick auf Antiselektion und Proselektion in kompetitiven Versicherungskonstellationen, in: Zeitschrift für Versicherungswesen (ZfV), 73. Jg., 2022, Heft 12, S. 353-356.

[30] Ein weiterer Aspekt am Rande, der auch die herkömmliche Betrachtung betrifft, ist die Frage, wieso es überhaupt dazu kommen kann, dass *vor den Selektionsprozessen* Risiken bei dem oder den Versicherern mit der ungünstigeren NRP sind: Folgende Modell-Erklärungen bzw. -Annahmen wären hierfür (alternativ oder auch kumulativ) denkbar: (a) die betreffenden Versicherer haben die NRP erst jetzt erhöht; (b) die Transparenz hinsichtlich der NRPn hat sich für die Versicherungsnehmer bzw. – nachfrager erst jetzt hinreichend erhöht; (c) Verbote grenzüberschreitenden Versicherns (international) fallen erst jetzt weg, wodurch die betreffenden Versicherer neuem Wettbewerb ausgesetzt sind.

sicherten Schäden haben. Sieht man vom Fall ab, dass dabei *zufällig* bei einem Risiko die einheitliche absolute $NRP_{B/c}$ gerade dem Schadenerwartungswert entspricht - $NRP_{B/c}=E(X_i)$ -, dann gilt für ein Risiko entweder $NRP_{B/c}<E(X_i)$ oder $NRP_{B/c} >E(X_i)$.

Für die Selektionsanalyse ist daher nach diesen zwei Risikotypen zu unterscheiden:

(a) **Risiken vom Typ T1**: $E(X_i)=NRP_{A;i}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$: Diese für den Versicherer B *„schlechten Risiken"* ($NRP_{B/c}$ zu niedrig) *bleiben bei B* bzw. *kommen* solche Risiken *von A zu B hinzu*
bzw. fallen bei *neu zu versichernden Risiken* die Nachfrageentscheidungen *gleich* entsprechend *für B* aus.

(b) **Risiken vom Typ T2**: $E(X_i)= NRP_{A;i}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$: Diese für den Versicherer B *„guten Risiken"* ($NRP_{B/c}$ zu hoch) *gehen weg von B hin zu A* mit der niedrigeren, risikoäquivalenten NRP bzw. bleiben B fern (verbleiben bei A) bzw. fallen bei *neu zu versichernden Risiken* die Nachfrageentscheidungen gleich entsprechend *gegen B* (Risiken bleiben aus) und für A aus.

Soweit die traditionelle Analyse.

Nach der hier vorgestellten Systematik und Terminologie kann das nun auch so ausgedrückt und dann im Vergleich zu herkömmlichen Analysen weiter differenziert werden: [31]

Es kommt aufgrund des *nur bei B* (*unilateral bedingten*) vorliegenden Kalkulationsmangels einer *einheitlichen absoluten NRP* bei insgesamt *zwei betrachteten Versicherern* (Ursachenzusammenhang daher: R/a-1/2) im Ergebnis ausschließlich und alle Risiken betreffend zu (somit: *totaler) Antiselektion nur auf der Seite von Versicherer B (unilateral),* Wirkungszusammenhang daher: tA-1/2).

Diese *totale Antiselektion* bei Versicherer B setzt sich aus *mehreren partiellen Antiselektionsprozessen* zusammen (vgl. hierzu auch die nächste Abbildung mit einer tabellarischen Übersicht):

Da
- Risiken des Typs T1 mit $E(X_i)>NRP_{B/c}$ zu B *hinzukommen* (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↓pA-1/2) und
- Risiken vom Typ T2 mit $E(X_i)<NRP_{B/c}$ von B *weggehen* (*unilaterale gegengerichtet-unidirektionale partielle Antiselektion,* ↑pA-1/2),
handelt es sich bei diesen beiden Selektionsprozessen um *gegenläufige, also unilaterale bidirektionale partielle Antiselektionseffekte (*↑↓pA-1/2*)* von denen B betroffen ist.

Da jedoch auch Risiken vom Typ T1 mit $E(X_i)>NRP_{B/c}$ bei B *verbleiben* (keine Bewegung/Richtung, *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion*, □pA-1/2) bzw. solche *neu zu versichernden Risiken* zu B *hinzukommen* (↓↓pA-1/2) sowie Risiken vom Typ T2 mit $E(X_i)<NRP_{B/c}$ Versicherer A fernbleiben (verbleiben bei A) (keine Bewegung/Richtung, *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion*, ⊤pA-1/2) und es sich somit hier um weitere, hinsichtlich der Direktionalität andersartige partielle Selektionseffekte handelt, können alle

[31] Graphische Illustrationen zu dieser Konstellation finden sich bei Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt. Teil 1: Bilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft, 76. Jg. (2021), Heft 4, S. 99 ff.

angeführten partiellen Antiselektionsprozesse hinsichtlich der Direktionalität nicht zusammengefasst werden, sondern es ergeben sich insgesamt für den Versicherer B *unilaterale multipel-direktionale partielle Antiselektionseffekte* (mpA-1/2, mit m: ↓↑,□,T,↓↓) die, da sie hier *alle* Risiken des Versicherers B betreffen, in diesem Fall eben zugleich auch *unilaterale totale Antiselektion* tA-1/2 bei B ergeben.

Bis hierher sind wir bei der Erfassung der *Selektionswirkungen nur für den Versicherer B* mit seiner einheitlichen absoluten $NRP_{B/c}$ aber *im Rahmen der traditionellen Betrachtung geblieben*, ergänzt nur um zusätzliche, weitere Binnendifferenzierung und neue Terminologie bzw. neue Darstellungsweisen.

Was aber nun darüber hinaus zu beachten ist[32]: Da alle Risiken vom Typ T1 mit $E(X_i)>NRP_{B/c}$ vom Versicherer A mit der risikoäquivalenten NRP zu Versicherer B abwandern, *kommt es auch beim Versicherer A mit der risikoäquivalenten NRP zur Selektion*, und zwar hier *ausschließlich in Abhängigkeit von der absoluten Höhe des Risikos*, gemessen am Schadenerwartungswert $E(X_i)$ - und also nicht in Abhängigkeit vom Verhältnis Schadenerwartungswert $E(X_i)$ zu NRP_A (wie bei Versicherer B), da ja das Verhältnis $E(X_i)$ zu $NRP_{A;i}$ bei Versicherer A immer gleich 1 ist. Deswegen gibt es bei Versicherer A weder „gute“ noch „schlechte“ Risiken, und daher kann es hier keine „Antiselektion“ geben, sondern zunächst - primär betrachtet - einfach *neutrale*[33] *Selektion* nach der absoluten Höhe der Schadenerwartungswertes (bzw. der jeweils gleich hohen individuellen $NRP_{A;i}$). Es handelt sich im Hinblick auf die Risiken vom Typ T1 also um einen *unilateralen unidirektionalen partiellen neutralen Selektionseffekt* (↑pN-1/2) für Versicherer A.

Sekundär betrachtet bedeutet diese neutrale Selektion für den Versicherer A mit der risikoäquivalenten Nettorisikoprämie aber:[34]
- Die Anzahl der Risiken beim Versicherer A verringert sich, was ungünstige Wirkungen auf seinen Risikoausgleich im Kollektiv bzw. auf sein versicherungstechnisches Risiko haben kann. [35]
- Dadurch, dass gerade die Risiken mit den höheren Schadenerwartungswerten und Nettorisikoprämien abwandern, entgehen dem Versicherer A auch die höheren – in der Regel als fester Prozentsatz von der NRP kalkulierten – absoluten Bruttoprämienbestandteile wie Sicherheits-, Verwaltungskosten- und Gewinnzuschlag - Beträge, die teilweise zur Erzielung von Erträgen aus dem Kapitalanlagegeschäft[36] genützt werden könnten.

Andererseits kommen Risiken vom Typ T2 mit $E(X_i)<NRP_{B/c}$ zu Versicherer A mit der risikoäquivalenten $NRP_{A;i}$. Auch hier kommt es beim Versicherer A wiederum zur Selektion ausschließlich in Abhängigkeit von der absoluten Höhe des Risikos, gemessen am Schadenerwartungswert $E(X_i)$. Diese Selektion ist primär wiederum weder ungünstig noch günstig, sondern

---

[32] Vgl. auch Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt. Teil 1: Bilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft, 76. Jg. (2021), Heft 4, S. 100 f.

[33] Von „ne-utrum“ (lat., „keines von beiden“), da es sich weder um *Anti*selektion noch um (die erst weiter untern dargestellte) *Pro*selektion handelt.

[34] Vgl. auch Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt. Teil 1: Bilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft, 76. Jg. (2021), Heft 4, S. 100 f.

[35] Vgl. zum Zusammenhang von Kollektivgröße und Risikoausgleich bzw. versicherungstechnischem Risiko etwa Farny, Dieter: Versicherungsbetriebslehre, 5. Aufl., Karlsruhe 2011, S. 45 ff.

[36] Vgl. hierzu etwa Farny, Dieter: Versicherungsbetriebslehre, 5. Aufl., Karlsruhe 2011, S. 94.

neutral: *unilateraler unidirektionaler partieller neutraler Selektionseffekt* (↓pN-1/2). Sekundär kann es durch die zahlenmäßige Vergrößerung des Risikenbestandes zu günstigen Wirkungen auf den Risikoausgleich im Kollektiv bzw. auf das versicherungstechnische Risiko des Versicherers A kommen.

Im Hinblick auf diese beiden gegenläufig gerichteten/direktionalen Selektionsprozesse kann man daher auch von *unilateralen bidirektionalen partiellen neutralen Selektionseffekten* (↑↓pN-1/2) bei *Versicherer A mit der risikoäquivalenten* $NRP_{A;i}$ sprechen.

Weiters bleiben Risiken vom Typ 1 mit $E(X_i)>NRP_{B/c}$ Versicherer A fern (verbleiben bei B): *unilateraler adirektionaler partieller neutraler Selektionseffekte* (TpN-1/2)

Zusätzlich sind bei A noch die *neu zu versichernden Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{B/c}$ mit also den niedrigeren Schadenerwartungswerten zu berücksichtigen, die zu *A hinzukommen* (*unilateraler unidirektionaler partieller neutraler Selektionseffekt (*↓↓pN-1/2*)* sowie die *restlichen Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{B/c}$ mit den niedrigeren Schadenerwartungswerten, die bereits bei A sind und dort *verbleiben* (*unilateraler adirektionaler partieller neutraler Selektionseffekte* (□pN-1/2).

Zusammen mit den beiden oben angeführten bidirektionalen neutralen Selektionseffekten ergibt sich damit für Versicherer A mit der risikoäquivalenten $NRP_{A;i}$ insgesamt *unilaterale multipel-direktionale partielle neutrale Selektion* (mpN-1/2, mit m: ↑↓,□,T,↓↓), die, da sie *alle* Risiken von A umfasst, in diesem Fall zugleich *unilaterale multipel-direktionale totale neutrale Selektion* (*m*tN-1/2, mit m: ↓↑,□,T,↓↓) ist, und zwar *nach der Höhe der Schadenerwartungswerte*:

Versicherer A mit der individuell- risikoäquivalenten $NRP_{A;i}$ *hat dann nur die – gemessen am Erwartungswert der versicherten Schäden - kleineren Risiken.*

Insgesamt ergibt sich also, dass es auch im Rahmen der Ursachen- bzw. Modellkonstellation, die der traditionellen Antiselektionsanalyse zugrunde liegt, bereits Selektionseffekte auf Seiten beider (!) Versicherer - also bilaterale Selektionseffekte – gibt.[37]

[37] Vgl. hierzu auch Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt. Teil 1: Bilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft, 76. Jg. (2021), Heft 4, S. 99-101.

<table>
<tr><td></td><td colspan="4">Unilaterale Selektion</td></tr>
<tr><td></td><td colspan="2">Versicherer A
$NRP_{A;i}$</td><td colspan="2">Versicherer B
$NRP_{B/c}$</td></tr>
<tr><td></td><td>unidirektionale und adirektionale Selektion</td><td>bidirektio-nale Selektion</td><td>unidirektionale und adirektionale Selektion</td><td>bidirektionale Selektion</td></tr>
<tr><td rowspan="3">Risiken Typ T1:
$E(X_i)=NRP_{A;i}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$</td><td>↑pN-1/2</td><td rowspan="6">↓↑mpN-1/2, ↓↑mtN-1/2</td><td>↓pA-1/2</td><td rowspan="6">↓↑mpA-1/2, ↓↑mtA-1/2</td></tr>
<tr><td>TpN-1/2</td><td>□pA-1/2</td></tr>
<tr><td>TTpN-1/2</td><td>↓↓pA-1/2</td></tr>
<tr><td rowspan="3">Risiken Typ T2:
$E(X_i)=NRP_{A;i}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$</td><td>↓pN-1/2</td><td>↑pA-1/2</td></tr>
<tr><td>□pN-1/2</td><td>TpA-1/2</td></tr>
<tr><td>↓↓pN-1/2</td><td>TTpA-1/2</td></tr>
</table>

Abb. 14: Selektionswirkungen in der Konstellation R/a-1/2: zwei Versicherer, unilaterale einheitliche absolute $NRP_{B/c}$. Hinweis: Alle Angaben jeweils in einer Zeile geben Selektionsprozesse für die einzelnen Fälle innerhalb von Risikotypen an, also z. B. für den ersten Fall von Risiken Typ T1: unilaterale unidirektionale („weg von") partielle neutrale Selektion bei Versicherer A, zugleich unilaterale unidirektionale („hin zu") partielle Antiselektion bei Versicherer B.

2.2.1.2. Selektion: Konstellation R/a-2/2: zwei Versicherer: bilaterale, jeweils einheitliche absolute NRPn

Nun gehen wir über die herkömmliche Modellkonstellation hinaus und betrachten den Fall, dass jeweils eine absolute und konstante NRP=const. von beiden (!) – also bilateral – Versicherern A und B einheitlich für alle Risiken, obwohl diese verschieden hohe Erwartungswerte der versicherten Schäden haben, verrechnet wird, im Folgenden als $NRP_{A/c}$ und $NRP_{B/c}$ bezeichnet.[38]

Weiters wird hier angenommen, dass die Durchschnittsprämie von Versicherer B niedriger als jene von A ist. Da dann für alle Risiken $NRP_{A/c}>NRP_{B/c}$ gilt, kommen alle Risiken zu B, und Versicherer A hat in diesem Modell keine Risiken mehr[39].

---

[38] Graphische Illustrationen zu dieser Konstellation finden sich bei Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt. Teil 1: Bilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft, 76. Jg. (2021), Heft 4, S. 101 ff.

[39] In der Praxis hingegen werden Selektionsprozesse umso mehr hintangehalten bzw. verlangsamt, je weniger die Kriterien des sog. „vollkommenen Marktes" erfüllt sind [vgl. hierzu etwa Karten, Walter: Das Einzelrisiko und seine Kalkulation, in: Große, W. / Müller-Lutz, H. L. / Schmidt, R. (Hrsg.): Versicherungsenzyklopädie, 4. Auflage, Band 2, Wiesbaden 1991, S. 266], wobei für den Bereich der Versicherungsmärkte insbesondere auf die vertragliche zeitliche Bindung der Versicherungsnehmer, auf deren Präferenzen, insb. auch bezüglich Versicherungsvermittlern, hinzuweisen ist. Das sollte aber nicht die Bedeutung grundlegender, prinzipieller Analysen schmälern.]

Sieht man hier wiederum von jenen Risiken ab, für die *zufällig* gerade gilt $E(X_i)=NRP_{A/c}$ bzw. $E(X_i)=NRP_{B/c}$), dann sind folgende mögliche drei Risikotypen zu unterscheiden[40] (vgl. auch die nächste Abbildung mit einer tabellarischen Übersicht):

(a) **Risiken vom Typ T1** mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$: Die für Versicherer A „*guten* Risiken“ *gehen weg* von A (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei A,* ↑pA-1/2) hin zu B, für den diesen *hinzukommenden* Risiken ebenfalls „*gute* Risiken“ darstellen. Dieser Effekt bei B soll – in Analogie zur Antiselektion hier – als *unilaterale unidirektionale partielle - „Proselektion“* - ↓pP-1/2 - bezeichnet werden. Weiters *bleiben solche Risiken beim Versicherer B* (□pP-1/2) und *bleiben somit A fern* (TpA-1/2) bzw. *kommen neu zu versichernde Risiken vom Typ T1 zu B* (↓↓pP-1/2) *und bleiben* damit *bei Versicherer A aus* (TTpA-1/2).

(b) **Risiken vom Typ T2** mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$: Die für Versicherer A „*guten* Risiken“ *gehen weg* von A (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei A,* ↑pA-1/2) hin zu B, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*schlechte* Risiken“ darstellen (ebenfalls *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei B; ↓pA-1/2*). Es ist hervorzuheben, *dass es also bei bestimmten Risikotypen zu beidseitiger (!) - bilateraler – unidirekationaler partieller Antiselektion (→→pA-2/2) kommt!* Weiters bleiben *solche Risiken beim Versicherer B* (□pA-1/2) und bleiben damit Versicherer A fern (TpA-1/2) bzw. *kommen neu zu versichernde Risiken vom Typ T1 zu B* (↓↓pA-1/2), die damit bei *Versicherer A ausbleiben* (TTpA-1/2).

(c) **Risiken vom Typ T3** mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ - Die für Versicherer A „*schlechten* Risiken“ *gehen weg* von A *(unilaterale unidirektionale partielle Proselektion bei A;* ↑pP-1/2*)* hin zu B, für den diese *hinzukommenden* Risiken ebenfalls „*schlechte* Risiken“ darstellen *(unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei B,* ↓pA-1/2*)*. Weiters *bleiben solche Risiken beim Versicherer B* (□pA-1/2) und bleiben damit A fern (TpP-1/2) bzw. *kommen neu zu versichernde Risiken vom Typ T1 zu B* (↓↓pA-1/2*)*, die damit bei *Versicherer A ausbleiben* (TTpP-1/2).

Ergebnis für Versicherer A:

- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (↑pA-1/2) der Risiken vom Typ 1* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ („gute Risiken“ gehen weg zu B);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (TpA-1/2) der Risiken vom Typ 1* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)< NRP_{B/c}$ („gute Risiken“ bleiben fern, nämlich bei B);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (TTpA-1/2) der Risiken vom Typ 1* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)< NRP_{B/c}$ (neu zu versichernde „gute Risiken“ bleiben aus);
- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (↑pA-1/2) der Risiken vom Typ 2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$: („gute Risiken“ gehen weg zu B);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (TpA-1/2) der Risiken vom Typ 2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („gute Risiken“ bleiben fern, nämlich bei B);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (TTpA-1/2) der Risiken vom Typ 2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$: (neu zu versichernde „gute Risiken“ bleiben aus);
- *unilaterale unidirektionale partielle Proselektion (↑pP-1/2)* der Risiken vom Typ 3 mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („schlechte Risiken“ gehen weg zu B);
- *unilaterale adirektionale partielle Proselektion (TpP-1/2)* der Risiken vom Typ 3 mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („schlechte Risiken“ bleiben fern, nämlich bei B);

[40] Vgl. hierzu und zum Folgenden auch Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt. Teil 1: Bilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft, 76. Jg. (2021), Heft 4, S. 101-103.

- *unilaterale aidirektionale partielle Proselektion (*TT*pP-1/2)* der Risiken vom Typ 3 mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ (neu zu versichernde „schlechte Risiken“ bleiben aus).

Ergebnis für Versicherer B:

- unilaterale unidirektionale *partielle Proselektion (↓pP-1/2) der Risiken vom Typ 1* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ („gute Risiken“ kommen von A zu B hinzu);
- *unilaterale unidirektionale partielle Proselektion (□pP-1/2) der Risiken vom Typ 1* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$(„gute Risiken“ bleiben bei B);
- *unilaterale unidirektionale partielle Proselektion (↓↓pP-1/2) der Risiken vom Typ 1* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ (neu zu versichernde „gute Risiken“ kommen hinzu);
- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (↓pA-1/2) der Risiken vom Typ 2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$: „schlechte Risiken“ kommen von A zu B hinzu;
- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion (□pA-1/2) der Risiken vom Typ 2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („schlechte Risiken“ bleiben bei B);
- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (↓↓pA-1/2) der Risiken vom Typ 2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ (neu zu versichernde „schlechte Risiken“ kommen zu B hinzu);
- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (↓pA-1/2)*vder Risiken vom Typ 3 mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („schlechte Risiken“ kommen von A zu B hinzu);
- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (□pA-1/2)* der Risiken vom Typ 3 mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („schlechte Risiken“ bleiben bei B);
- *unilateralunidirektionale partielle Antiselektion (↓↓pA-1/2)* der Risiken vom Typ 3 mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)> NRP_{B/c}$ (neu zu versichernde „schlechte Risiken“ kommen zu B hinzu);

wobei zwei der angeführten unilateralen Selektionsprozesse auch bilateral sind:

- *bilaterale unidirektionale partielle verbundene Antiselektion (→→pA-2/2) der Risiken vom Typ 2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („gute Risiken“ gehen von A weg ↑pA-1/2 und kommen als „schlechte Risiken“ zu B hinzu ↓pA-1/2);
- *bilaterale adirektionale partielle getrennte Antiselektion* (pA-2/2 [TTpA-1/2 (A); ↓↓pA-1/2 (B)]) *der Risiken vom Typ 2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ (neu zu versichernde, für A „gute Risiken“ bleiben A fern TTpA-1/2; solche neu zu versichernden Risiken kommen als „schlechte Risiken“ zu B ↓↓pA-1/2).

Gesamtergebnis (vgl. auch die folgende Abbildung):

- *Versicherer A* mit der höheren Durchschnitts-$NRP_{A/c}$ *hat keine Risiken mehr,* was sich aus für ihn *multipel-direktionalen partiellen Proselektions- und Antiselektionsprozessen/-effekten* ergibt.

- *Versicherer B* mit der niedrigeren Durchschnitts-$NRP_{B/c}$ *hat alle Risiken,* was sich aus für ihn multipel-direktionalen partiellen Proselektions- und Antiselektionsprozessen/-effekten ergibt.

Zwei der angeführten unilateralen Selektionsprozesse sind auch *bilateral*, einer davon ist *bilaterale unidirektionale verbundene* Antiselektion, einer davon *bilaterale adirektionale getrennte Antiselektion.*

	unilaterale Selektion		**bilaterale Selektion**
Annahme $NRP_{A/c}>NRP_{B/c}$	**Versicherer A** NRP_A	**Versicherer B** NRP_B	
Risiken Typ T1: $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$	↑pA-1/2	↓pP-1/2	
	TpA-1/2	□pP-1/2	
	TTpA-1/2	↓↓pP-1/2	
Risiken Typ T2: $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$	↑pA-1/2	↓pA-1/2	→→pA-2/2
	TpA-1/2	□pA-1/2	
	TTpA-1/2	↓↓pA-1/2	pA-2/2 [TTpA-1/2 (A); ↓↓pA-1/2 (B)]
Risiken Typ T3: $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$	↑pP-1/2	↓pA-1/2	
	TpP-1/2	□pA-1/2	
	TTpP-1/2	↓↓pA-1/2	

Abb. 15: Selektionswirkungen in der Konstellation R/a-2/2: zwei Versicherer, bilaterale, jeweils einheitliche absolute NRPn

2.2.1.3. Selektion: Konstellation R/a-1/3: drei Versicherer: unilaterale einheitliche absolute NRP

Diese Modellkonstellation bedarf keiner gesonderten Darstellung, da es *zwischen* den beiden Versicherern mit der risikoäquivalenten Prämie *nicht* zu Selektionsprozessen kommt, sie können zusammen wie *ein* Versicherer aufgefasst werden. Die Selektionsprozesse zwischen diesen beiden Versicherern einerseits und dem einen Versicherer mit der einheitlichen absoluten Prämie andererseits stellen sich dann so dar, wie es oben bei der Konstellation R/a-1/2 mit zwei Versicherern ausführt wurde.[41]

Die Versicherungsnehmer der im Hinblick auf die einheitliche absolute NRP „guten Risiken“ sind im Hinblick auf die Versicherungsnahme bei einem der beiden Versicherer mit der risikoäquivalenten Prämie indifferent.

[41] Vgl. auch Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt. Teil 2: Trilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft 76. Jg. (2021), Heft 5, Fußnote 1.

2.2.1.4. Selektion: Konstellation R/a-2/3: drei Versicherer: bilaterale, jeweils einheitliche absolute NRPn

Es werde angenommen, die Versicherer A und B verrechnen absolute Durchschnittsprämien, wobei $NRP_{A/c}>NRP_{B/c}$ sei, und Versicherer C verrechne risikoäquivalente Nettorisikoprämien $NRP_{C;i}$.[42]

Sieht man hier wiederum von jenen Risiken ab, für die *zufällig* gerade gilt $E(X_i)=NRP_{A/c}$ oder $E(X_i)=NRP_{B/c}$, dann sind folgende Risikotypen möglich und zu unterscheiden (vgl. hierzu auch die folgende Abbildung):

(a) **Risiken vom Typ T1** mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und somit auch $E(X_i)>NRP_{B/c}$, somit $NRP_A<NRP_{C;i}$ und $NRP_{B/c}<NRP_{C;i}$:
- Von A gehen solche „*schlechten* Risiken" *weg* (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion bei A, ↑pP-1/3*) *hin zu* B (wegen $NRP_{A/c}>NRP_{B/c}$ und $NRP_{B/c}<NRP_{C;i}$), für den diese *hinzukommenden* Risiken ebenfalls „*schlechte* Risiken" darstellen *(unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei B, ↓pA-1/3).*
- Solche Risiken bleiben bei B *(unilaterale adirektionale partielle Antiselektion bei B, □pA-1/3) und kommen daher nicht als"schlechte Risiken" zu A* (TpP-1/3) *oder als „neutrale Risiken" zu C* (TpN-1/3).
- Von C *gehen* gerade jene *Risiken mit den höheren Schadenerwartungswerten* (höher als $NRP_{A/c}$ und damit auch höher $NRP_{B/c}$) *weg* (*unilaterale unidirektionale partielle neutrale Selektion bei C, ↑pN1-1/3) hin zu* B, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*schlechte* Risiken" darstellen *(unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei B, ↓pA-1/3).*
- Bei B *bleiben* solche „*schlechten* Risiken" (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion bei B, □pA-1/3*), die damit als „schlechte Risiken" A (TpP-1/3) fernbleiben bzw. als „neutrale Risiken" C fernbleiben (TpN-1/3).
- Zu B kommen solche neu zu versichernden für ihn „schlechten Risiken hinzu (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei B, ↓↓pA-1/3),* die dann A und C fernbleiben *(unilaterale adirektionale partielle Proselektion bei A,* TTpP-1/3; *unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion bei C,* TTpN-1/3).

(b) **Risiken vom Typ T2** mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$, somit $NRP_{A/c}>NRP_{C;i}$ und $NRP_{B/c}<NRP_{C;i}$:
- Von A gehen solche „*guten* Risiken" *weg* (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei A, ↑pA-1/3*) hin zu B, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*schlechte* Risiken" darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei B,* ↓pA-1), somit also *insgesamt bilaterale unidirektionale partielle verbundene Antiselektion, →→pA-2/3*).
- *Von* C gehen gerade jene *Risiken mit den mittleren Schadenerwartungswerten* (niedriger als $NRP_{A/c}$, aber höher als $NRP_{B/c}$) *weg* (*unilaterale unidirektionale partielle neutrale Selektion bei C, ↑pN1-1/3) hin zu* B, für den diese „*schlechten* Risiken" darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei B, ↓pA-1/3).*
- *Bei* B *bleiben* solche „*schlechten* Risiken" (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion bei B, □pA-1/3*), die daher als „gute Risiken" A fernbleiben (TpP-1/3) bzw. als „neutrale Risiken" C fernbleiben (TpN-1/3). Hinsichtlich der Versicherer A und B ergibt sich somit bilateraler adirektionale getrennte Antiselektion: pA-2/3 [TpA-1/3 (A); □pA-1/3 (B)].

---

[42] Graphische Illustrationen zu dieser Konstellation finden sich bei Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt. Teil 2: Trilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft 76. Jg. (2021), Heft 5, S. 93 ff.

- Zu B kommen solche neu zu versichernden für ihn „schlechten Risiken hinzu (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei B,* ↓↓*pA-1/3)*, die dann A und C fernbleiben *(unilaterale adirektionale partielle Proselektion bei A,* TTpP-1/3; *unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion bei C,* TTpN-1/3). Hinsichtlich der Versicherer A und B ergibt sich bilaterale adirektionale (A) bzw. unidirektionale (B) getrennte Antiselektion: pA-2/3 [TTpA-1/3 (A); ↓↓pA-1/3 (B)].

(c) **Risiken vom Typ T3** mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$, somit $NRP_{A/c}>NRP_{C;i}$ und $NRP_{B/c}>NRP_{C;i}$:
- Von A gehen solche „*guten* Risiken“ *weg* (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei A,* ↑*pA-1/3*) hin zu C, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*neutrale* Risiken“ darstellen (unilaterale unidirektionale partielle neutrale Selektion bei C, ↓pN1-1/3).
- Von B gehen solche „*guten* Risiken“ *weg* (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei B,* ↑*pA-1/3*) hin zu C, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*neutrale* Risiken“ darstellen (unilaterale unidirektionale partielle neutrale Selektion bei C, ↓pN-1/3).
- Zusammen also hinsichtlich A und B *bilaterale unidirektionale partielle getrennte Antiselektion* ↑*pA-2/3 [*↑*pA-1/3 (A);* ↑*pA-1/3 (B)].*
- Bei C *bleiben* gerade solche Risiken mit niedrigeren Schadenerwartungswerten (niedriger als $NRP_{A/c}$ und $NRP_{B/c}$)(*unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion bei C,* □pN-1/3), die daher als „gute Risiken“ Versicherer A fernbleiben (TpA-1/3) bzw. B fernbleiben (TpA-1/3). Hinsichtlich der Versicherer A und B ergibt sich somit bilaterale adirektionale getrennte partielle Antiselektion: TpA-2/3 [TpA-1/3 (A); TpA-1/3 (B)].
- Zu C *kommen* gerade solche *neu zu versichernden Risiken* mit niedrigeren Schadenerwartungswerten (niedriger als $NRP_{A/c}$ und $NRP_{B/c}$) hinzu (unilaterale unidirektionale partielle neutrale Selektion bei C, ↓↓pN-1/3), die dann A und B fernbleiben *(unilaterale adirektionale partielle Antiselektion bei A,* TT*pA-1/3*; *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion bei B,* TT*pA-1/3, zusammen* also hinsichtlich A und B *bilaterale adirektionale partielle getrennte Antiselektion* TT*pA-2/3 [*TT*pA-1/3 (A);* TT*pA-1/3 (B)]*).

Ergebnisse für die einzelnen Versicherer:

Versicherer A (höhere $NRP_{A/c}$):

- *unilaterale unidirektionale partielle Proselektion (*↑*pP-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$, („schlechte Risiken“ gehen weg, zu B);
- *unilaterale adirektionale partielle Proselektion (*TpP-1/3) *der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („schlechte Risiken“ bleiben fern, verbleiben bei C);
- *unilaterale adirektionale partielle Proselektion (*TTpP-1/3) *der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ (neu zu versichernde „schlechte Risiken“ bleiben aus);
- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (*↑*pA-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („gute Risiken“ gehen weg, zu B);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (*TpA-1/3) *der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („gute Risiken“ bleiben fern, verbleiben bei B);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (*TTpA-1/3) *der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ (neu zu versichernde „gute Risiken“ bleiben aus);
- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↑*pA-1/3 der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ („gute Risiken“ gehen weg, zu C);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (*TpA-1/3) *der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ („gute Risiken“ bleiben fern, verbleiben bei C);

- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (*TTpA-1/3) *der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ (neu zu versichernde „gute Risiken“ bleiben fern);
- Versicherer A hat im Modell keine Risiken mehr.

Versicherer B (niedrigere $NRP_{B/c}$):

- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (↓pA-1/3)* der *Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („schlechte Risiken“ kommen hinzu, von A);
- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (↓pA-1/3)* der *Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („schlechte Risiken“ kommen hinzu, von C);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (□pA-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („schlechte Risiken“ bleiben);
- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (↓↓pA-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ (neu zu versichernde „schlechte Risiken“ kommen hinzu);
- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (↓pA-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („schlechte Risiken“ kommen hinzu, von A);
- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (↓pA-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („schlechte Risiken“ kommen hinzu, von C);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (□pA-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („schlechte Risiken“ bleiben);
- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (↓↓pA-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ (neu zu versichernde „schlechte Risiken“ kommen hinzu);
- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (↑pA-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ („guten Risiken“ gehen weg, zu C);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (*TpA-1/3) *der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ („gute Risiken“ bleiben fern, verbleiben bei C);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (*TTpA-1/3) *der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ (neu zu versichernde „gute Risiken“ bleiben aus).

Versicherer C (risikoäquivalente $NRP_{C;i}$):

- *unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion (↑pN-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ *(„neutrale Risiken“ mit höheren Schadenerwartungswerten* - höher als $NRP_{A/c}$ und $NRP_{B/c}$ – gehen weg, zu B);
- *unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion (TpN-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ *(„neutrale Risiken“ mit höheren Schadenerwartungswerten* - höher als $NRP_{A/c}$ und $NRP_{B/c}$ – bleiben fern, verbleiben bei B);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (*TTpA-1/3) *der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ (neu zu versichernde „neutrale Risiken“ bleiben aus);
- *unilaterale unidirektionale partielle neutrale Selektion (↑pN1-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ *(„neutrale Risiken“ mit mittleren Schadenerwartungs-werten* - niedriger als NRP_A, aber höher als $NRP_{B/c}$ - gehen weg, zu B);
- *unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion (TpN-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ *(„neutrale Risiken“ mit höheren Schadenerwartungswerten* - niedriger als NRP_A, aber höher als $NRP_{B/c}$ - bleiben fern, verbleiben bei B);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (*TTpA-1/3) *der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ (neu zu versichernde „neutrale Risiken“ bleiben aus);

- *unilaterale unidirektionale partielle neutrale Selektion (↓pN1-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ *(„neutrale Risiken" mit kleineren Schadenerwartungswerten* – kleiner als $NRP_{A/c}$ und $NRP_{B/c}$ – kommen hinzu, von A);
- unilaterale unidirektionale partielle neutrale Selektion *(p↓N1-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ *(„neutrale Risiken" mit kleineren Schadenerwartungswerten* – kleiner als $NRP_{A/c}$ und $NRP_{B/c}$ – kommen hinzu, von B);
- *unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion (□pN-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ *(„neutrale Risiken" mit kleineren Schadenerwartungswerten* – kleiner als $NRP_{A/c}$ und $NRP_{B/c}$ – verleiben bei C);
- *unilaterale unidirektionale partielle neutrale Selektion (↓↓pN-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ *(„neutrale Risiken" mit kleineren Schadenerwartungswerten* – kleiner als $NRP_{A/c}$ und $NRP_{B/c}$ – kommen als neu zu versichernden Risiken hinzu).

Gesamtergebnis:

- *Versicherer A* mit der höheren Durchschnitts- $NRP_{A/c}$ *hat im Modell keine Risiken mehr,* was sich aus *unidirektionalen und adirektionalen multiplen partiellen Proselektions- und Antiselektionsprozessen* ergibt.

- *Versicherer B* mit der niedrigeren Durchschnitts- $NRP_{B/c}$ *hat nur Antiselektionseffekte (e Antiselektion),* die sich aus *unidirektionalen und adirektionalen multiplen partiellen Antiselektionsprozessen* ergibt.

- *Versicherer C* mit der risikoäquivalenten $NRP_{C;i}$ *hat nur die Risiken mit den niedrigeren Schadenwartungswerten* (niedriger als $NRP_{A/c}$ und $NRP_{B/c}$), was sich aus *unidirektionalen und adirektionalen multiplen partiellen neutralen Selektionsprozessen* ergibt.

Mehrere der angeführten unilateralen Selektionsprozesse sind auch *bilateral*:

- *bilaterale unidirektionale partielle verbundene Antiselektion der Risiken vom Typ 2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („gute Risiken" gehen von A weg und kommen als „schlechte Risiken" zu B hinzu; →→pA-2/3);

- *bilaterale adirektionale partielle getrennte Antiselektion der Risiken vom Typ 2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ („gute Risiken" bleiben A fern und verbleiben als „schlechte Risiken" bei B: pA-2/3 [TpA-1/3 (A);□pA-1/3 (B)];

- *bilaterale adirektionale bzw. unidirektionale partielle getrennte Antiselektion der Risiken vom Typ 2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ (neue zu versichernde „gute Risiken" bleiben bei A aus und kommen als „schlechte Risiken" zu B: pA-2/3 [TTpA-1/3 (A); ↓↓pA-1/3 (B)];

- *bilaterale unidirektionale partielle getrennte Antiselektion der Risiken vom Typ 3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ („gute Risiken" gehen sowohl von A wie auch von B weg zu C: ↑pA-2/3 [↑pA-1/3 (A);↑pA-1/3 (B)]);

- *bilaterale adirektionale partielle getrennte Antiselektion der Risiken vom Typ 3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ („gute Risiken" bleiben sowohl A wie auch B fern, verbleiben bei C: TpA-2/3 [TpA-1/3 (A); TpA-1/3 (B)];

- *bilaterale adirektionale partielle getrennte Antiselektion der Risiken vom Typ 3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ (neue zu versichernde „gute Risiken“ bleiben bei A und B aus*:* TTpA-2/3 [TTpA-1/3 (A); TTpA-1/3 (B)].

	unilaterale Selektion			**bilaterale Selektion**
Annahme $NRP_{A/c}> NRP_{B/c}$	**Versicherer A** $NRP_{A/c}$	**Versicherer B** $NRP_{B/c}$	**Versicherer C** $NRP_{C;i}$	
Risiken Typ T1: $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$, somit $NRP_{A/c}<NRP_{C;i}$ und $NRP_{B/c} <NRP_{C;i}$	↑pP-1/3	↓pA-1/3		
		↓pA-1/3	↑pN-1/3	
	TpP-1/3	□pA-1/3	TpN-1/3	
	TTpP-1/3	↓↓pA-1/3	TTpN-1/3	
Risiken Typ T2: $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$, somit $NRP_{A/c}>NRP_{C;i}$ und $NRP_{B/c}<NRP_{C;i}$:	↑pA-1/3	↓pA-1/3		→→pA-2/3
		↓pA-1/3	↑pN1-1/3	
	TpA-1/3	□pA-1/3	TpN-1/3	pA-2/3 [TpA-1/3 (A); □pA-1/3 (B)]
	TTpA-1/3	↓↓pA-1/3	TTpN-1/3	pA-2/3 [TTpA-1/3 (A); ↓↓pA-1/3 (B)]
Risiken Typ T3: $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$, somit $NRP_{A/c}>NRP_{C;i}$ und $NRP_{B/c}>NRP_{C;i}$	↑pA-1/3		↓pN-1/3	↑pA-2/3 [↑pA-1/3 (A); ↑pA-1/3 (B)]
		↑pA-1/3	↓pN1-1/3	
	TpA-1/3	TpA-1/3	□pN-1/3	TpA-2/3 [TpA-1/3 (A); TpA-1/3 (B)]
	TTpA-1/3	TTpA-1/3	↓↓pN-1/3	TTpA-2/3 [TTpA-1/3 (A); TTpA-1/3 (B)]

Abb. 16: Selektionswirkungen in der Konstellation R/a-2/3: drei Versicherer, bilaterale einheitliche absolute NRPn (jeweils bei den Versicherern A und B)

2.2.1.5. Selektion: Konstellation R/a-3/3: drei Versicherer: trilaterale, jeweils einheitliche absolute NRPn

Es werde angenommen, die Versicherer A, B und C verrechnen absolute Durchschnittsprämien, wobei $NRP_{A/c}>NRP_{B/c}>NRP_{C/c}$.[43]

Sieht man hier wiederum von jenen Risiken ab, für die *zufällig* gerade gilt $E(X_i)=NRP_{A/c}$ oder $E(X_i)=NRP_{B/c}$ oder $E(X_i)=NRP_{C/c}$, dann sind folgende vier Risikotypen möglich und zu unterscheiden (vgl. hierzu auch die nächste Abbildung mit einer tabellarischen Übersicht):

(a) **Risiken vom Typ T1** mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und daher $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$:
- Von A gehen solche „*schlechten* Risiken" *weg* (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion bei A, ↑pP-1/3*) hin zu C, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*schlechte* Risiken" darstellen (*unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion bei C,* ↓pA-*1/3*).
- Von B gehen solche „*schlechten* Risiken" *weg* (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion bei B, ↑pP-1/3*) hin zu C, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*schlechten* Risiken" darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei C,* ↓pA-*1/3*).
- Zusammen somit *bilaterale unidirektionale partielle getrennte Proselektion: ↑pP-2/3 [↑pP-1/3 (A); ↑pP-1/3 (B)]).*
- Bei C bleiben solche „*schlechten* Risiken" (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* □*pA-1/3*), die somit A und C fernbleiben: TpP-1/3 (A); TpP-1/3 (B), zusammen bilaterale adirektionale partielle getrennte Proselektion: TpP-2/3 [TpP-1/3 (A); TpP-1/3 (B)];
- Zu C kommen solche neu zu versichernden „schlechten Risiken" hinzu (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei C, ↓↓pA-1/3*), die als „schlechte Risiken" A und B fernbleiben (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion bei A,* TT*pP-1/3*; *unilaterale unidirektionale partielle Proselektion bei B,* TT*pP-1/3; zusammen bilaterale unidirektionale partielle getrennte Proselektion:* TT*pP-2/3 [*TT*pP-1/3 (A);* TT*pP-1/3 (B)]).*

(b) **Risiken vom Typ T2** mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und daher $E(X_i)>NRP_{C/c}$:
- Von A gehen solche „*guten* Risiken" *weg* (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion be A, ↑pA-1/3*) hin zu C, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*schlechte* Risiken" darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei C,* ↓pA-*1/3*), zusammen also *bilaterale unidirektionale partielle verbundene Antiselektion* bei A und C: →→pA-2/*3*).
- Von B gehen solche „*schlechten* Risiken" *weg* (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion bei B, ↑pP-1/3*) hin zu C, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*schlechten* Risiken" darstellen (unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion, ↓pA-*1/3*).
- Bei C bleiben solche „*schlechten* Risiken" (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion bei C,* □*pA-1/3*), die somit A als „gute Risiken" fernbleiben (TpA-1/3) und B als „schlechte Risken" fernbleiben (TpP-1/3);
- Zu C *kommen* solche *neu zu versichernden* „*schlechten* Risiken" *hinzu* (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei C, ↓↓pA-1/3*), die als „gute Risiken" A fernbleiben (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei A,* TT*pA-1/3) - zusammen* (*unilaterale unidirektionale bzw. adirektionale partielle getrennte Antiselektion bei A und C, ↓↓,*TT*pA-2/3* [*↓↓pA-1/3 (A);* TT*pA-1/3 (C)]* - und die aber als „schlechte Risiken B fernbleiben (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion bei B,* TT*pP-1/3).*

(c) **Risiken vom Typ T3** mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$:

---

[43] Eine graphische Illustration zu dieser Konstellation findet sich bei Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt, Teil 2: Trilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft 76. Jg. (2021), Heft 5, S. 95.

- Von A gehen solche „*guten* Risiken“ *weg* (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei A, ↑pA-1/3*) hin zu C, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*schlechte* Risiken“ darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei C,* ↓pA-*1/3*), zusammen *bilaterale unidirektionale partielle verbundene Antiselektion bei A und C, →→pA-2/3*).
- Von B gehen solche „*guten* Risiken“ *weg* (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei B, ↑pA-1/3*) hin zu C, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*schlechte* Risiken“ darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei C, ↓pA-1/3*), zusammen *bilaterale unidirektionale partielle verbundene Antiselektion bei B und C, →→pA-2/3*).
- Zusammen also ***trilaterale multipel-direktionale partielle verbundene (A und C bzw. B und C), im Hinblick auf die beiden gesonderten partiellen Antiselektionsprozesse aber insgesamt getrennte Antiselektion**: **pA-3/3 [→→pA-2/3 (A und C); →→pA-2/3 (B und C)]***. (In der folgenden Abbildung ist diese ***trilaterale*** getrennte Antiselektion aus Platzgründen nicht mehr eigens dargestellt, aber die beiden zugrundeliegenden *bilateralen* partiellen Antiselektionsprozesse sind durch Fettdruck hervorgehoben.)
- Bei C bleiben solche „*schlechten* Risiken“ (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion bei C, □pA-1/3*), die somit als „gute Risiken“ sowohl A (TpA-1/3) wie auch B (TpA-1/3) fernbleiben, im Hinblick auf A und B somit *bilaterale adirektionale partielle getrennte Antiselektion:* TpA-2/3 [TpA-1/3 (A); TpA-1/3 (B)]; insgesamt hinsichtlich aller drei Versicherer ***trilaterale adirektionale partielle getrennte Antiselektion****:* pA-3/3 [TpA-1/3 (A); TpA-1/3 (B)]; □pA-1/3 (C)].
- Zu C *kommen* solche *neu zu versichernden* „*schlechten* Risiken“ *hinzu* (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei C, ↓↓pA-1*), die als „gute Risiken A und B fernbleiben (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei A,* TT*pA-1/3*; *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei B,* TT*pA-1/3;* zusammen somit ***trilaterale unidirektionale bzw. adirektionale partielle getrennte Antiselektion:*** TT,↓↓pA-3/3 [TTpA-1/3 (A); TTpA-1/3 (B); ↓↓pA-1 (C)]).

(d) **Risiken vom Typ T4** mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$, und $E(X_i)<NRP_{C/c}$:
- Von A gehen solche „*guten* Risiken“ *weg* (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei A, ↑pA-1/3*) hin zu C, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*gute* Risiken“ darstellen (*unidirektionale unilaterale partielle Proselektion bei C,* ↓pP-*1/3*), zusammen *bilaterale unidirektionale partielle verbundene Proselektion*: →→pP-2/3)
- Von B gehen solche „*guten* Risiken“ *weg* (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion bei B, ↑pA-1/3*) hin zu C, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*gute* Risiken“ darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion bei C*, ↓pP-*1/3*), zusammen *bilaterale unidirektionale partielle verbundene Proselektion:* →→pP-2/3); zumammen mit dem vorigen Antiselektionsprozess hinsichtlich A und B *bilaterale multipel direktionale partielle getrennte Antiselektion:* pA-2/3 [pA-1/3 (A); pA-1/3 (B)].
- Bei C bleiben solche „*guten* Risiken“ (*unilaterale adirektionale partielle Proselektion bei C, □pP-1/3*), die somit als „gute Risiken“ sowohl A als auch B fernbleiben, zusammen bilaterale adirektionale partielle getrennte Antiselektion: TpA-2/3 [TpA-1/3 (A); TpA-1/3 (B)].
- Zu C *kommen* solche *neu zu versichernden* „*guten* Risiken“ *hinzu* (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion bei C, ↓↓pP-1/3*), die somit als „gute Risiken“ sowohl bei A als auch bei B ausbleiben: *bilaterale adirektionale partielle getrennte Antiselektion*, TTpA-2/3 [TTpA-1/3 (A); TTpA-1/3 (B)].

Ergebnisse für die einzelnen Versicherer:

Versicherer A (höchste $NRP_{A/c}$):

- *unidirektionale unilaterale partielle Proselektion (↑pP-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („schlechte Risiken“ gehen weg, zu C);

- *adirektionale unilaterale partielle Proselektion (⊤pP-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („schlechte Risiken“ bleiben fern, verbleiben bei C);
- *adirektionale unilaterale partielle Proselektion (⊤⊤pP-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („schlechte Risiken“ bleiben aus);
- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion, ↑pA-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („gute Risiken“ gehen weg, zu C);
- *adirektionale unilaterale partielle Antiselektion (⊤pA-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („gute Risiken“ bleiben fern, verbleiben bei C);
- *adirektionale unilaterale partielle Antiselektion (⊤⊤pA-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („gute Risiken“ bleiben aus);
- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion (↑pA-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („gute Risiken“ gehen weg, zu C);
- *adirektionale unilaterale partielle Antiselektion (⊤pA-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („gute Risiken“ bleiben fern, verbleiben bei C);
- *adirektionale unilaterale partielle Antiselektion (⊤⊤pA-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („gute Risiken“ bleiben aus);

- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion (↑pA-1/3) der Risiken vom Typ T4* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)< NRP_{B/c}$ und $E(X_i)< NRP_{C/c}$ („gute Risiken“ gehen weg, zu C);
- *adirektionale unilaterale partielle Antiselektion (⊤pA-1/3) der Risiken vom Typ T4* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)< NRP_{C/c}$ („gute Risiken“ bleiben fern, verbleiben bei C).
- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion (⊤⊤pA-1/3) der Risiken vom Typ T4* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)< NRP_{C/c}$ („gute Risiken“ bleiben aus).

Versicherer B (mittlere $NRP_{B/c}$):

- *unidirektionale unilaterale partielle Proselektion* (*↑pP-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („schlechte Risiken“ gehen *weg*, zu C);
- *adirektionale unilaterale partielle Proselektion* (*⊤pP-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („schlechte Risiken“ bleiben fern, verbleiben bei C);
- *adirektionale unilaterale partielle Proselektion* (*⊤⊤pP-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ (neu zu vesichernde „schlechte Risiken“ bleiben aus);
- *unidirektionale unilaterale partielle Proselektion (↑pP-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („schlechte Risiken“ gehen weg, zu C)*;*
- *adirektionale unilaterale partielle Proselektion (⊤pP-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („schlechte Risiken“ bleiben fern, verbleiben bei C)*;*
- *adirektionale unilaterale partielle Proselektion (⊤⊤pP-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ (neu zu versichernde „schlechte Risiken“ bleiben aus)*;*
- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion (↑pA-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)<NRP_{C/c}$ („gute Risiken“ gehen weg, zu C);
- *adirektionale unilaterale partielle Antiselektion (⊤pA-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)<NRP_{C/c}$ („gute Risiken“ bleiben fern, verbleiben bei C);

- *adirektionale unilaterale partielle Antiselektion (⊤⊤pA-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)<NRP_{C/c}$ (neu zu versichernde „gute Risiken“ bleiben aus);

- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion (↑pA-1/3) der Risiken vom Typ T4* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)<NRP_{C/c}$ („guten Risiken“ gehen weg, zu C);
- *adirektionale unilaterale partielle Antiselektion (⊤pA-1/3) der Risiken vom Typ T4* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)<NRP_{C/c}$ („guten Risiken“ bleiben fern, verbleiben bei C);
- *adirektionale unilaterale partielle Antiselektion (⊤⊤pA-1/3) der Risiken vom Typ T4* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)<NRP_{C/c}$ (neu zu versichernde „guten Risiken“ bleiben fern).

Versicherer C (niedrigste $NRP_{C/c}$):

- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion (↓pA-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („schlechte Risiken“ kommen hinzu, von A);
- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion (↓pA-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („schlechte Risiken“ kommen hinzu, von B);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (*□pP-1/3) *der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („schlechte Risiken“ bleiben bei C);
- *unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion (↓↓pA-1/3) der Risiken vom Typ T1* mit $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ (neu zu versichernde „schlechte Risiken“ kommen hinzu)*;*
- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion (↓pA-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („*schlechte* Risiken“ kommen hinzu, von A);
- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion (↓pA-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („*schlechte* Risiken“ kommen hinzu, von B);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (□pP-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („schlechte Risiken“ bleiben bei C);
- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion (↓↓pA-1/3) der Risiken vom Typ T2* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ (neu zu versichernde „schlechte Risiken“ kommen hinzu)*;*
- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion (↓pA-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („*schlechte* Risiken“ kommen hinzu, von A);
- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion (↓pA-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („*schlechte* Risiken“ kommen hinzu, von B);
- *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion (□pP-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ („schlechte Risiken“ bleiben bei C);
- *unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion (↓↓pA-1/3) der Risiken vom Typ T3* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$ (neu zu versichernde „schlechte Risiken“ kommen hinzu)*;*

- *unidirektionale unilaterale partielle Proselektion (↓pP-1/3) der Risiken vom Typ T4* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)<NRP_{C/c}$ („gute Risiken“ kommen hinzu, von A);

- *unidirektionale unilaterale partielle Proselektion (↓pP-1/3) der Risiken vom Typ T4* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)<NRP_{C/c}$ („gute Risiken“ kommen hinzu, von B);
- *unilaterale adirektionale partielle Proselektion (□pP-1/3) der Risiken vom Typ T4* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)<NRP_{C/c}$ („gute Risiken“ bleiben bei C).
- *unilaterale unidirektionale partielle Proselektion (↓↓pP-1/3) der Risiken vom Typ T4* mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)<NRP_{C/c}$ (neu zu versichernde „gute Risiken“ kommen hinzu).

Gesamtergebnis:

- *Versicherer A* mit der höchsten Durchschnitts- $NRP_{A/c}$ *hat im Modell keine Risiken mehr,* was sich aus unidirektionalen und adirektionalen multiplen partiellen Proselektions- und Antiselektionsprozessen ergibt.

- *Versicherer B* mit der mittleren Durchschnitts- $NRP_{B/c}$ *hat im Modell keine Risiken mehr,* was sich aus unidirektionalen und adirektionalen multiplen partiellen Proselektions- und Antiselektionsprozessen ergibt.

- *Versicherer C* mit der niedrigsten Durchschnitts-$NRP_{C/c}$ *hat im Modell alle Risiken*, was sich aus unidirektionalen und adirektionalen multiplen partiellen Proselektions- und Antiselektionsprozessen ergibt.

Die Selektionen sind

- zum Teil *unilateral* (in jenen Fällen, wo einer Selektion bei einem Versicherer keine Selektion derselben Art – Antiselektion bzw. Proselektion - gegenübersteht),

- zum Teil *bilateral*,

- und zwar zum Teil *verbunden bilateral*
(Risiken Typ 2: →→pA-2/3 (A und C); Risiken Typ T3: →→pA-2/3 (A und C), →→pA-2/3 (B und C);

- und zwar zum Teil *getrennt bilateral*
(Risiken Typ 1: ↑pP-2/3 [↑pP-1/3 (A); ↑pP-1/3 (B)]), TTpP-2/3 [TTpP-1/3 (A), TTpP-1/3 (B)]; Risiken Typ 2: TT,↓↓pA-2/3 [TTpA-1/3 (A); ↓↓pA-1/3 (C)]; Risiken Typ 4: ↑pA-2/3 [↑pA-1/3 (A); ↑pA-1/3 (B)]; TTpA-2/3 [TTpA-1/3 (A); TTpA-1/3 (B)];

- zum Teil (*getrennt) trilateral*
(Risiken Typ 3: pA-3/3 [→→pA-2/3 (A und C); →→pA-2/3 (B und C)]; TT,↓↓pA-3/3 [TTpA-1/3 (A); TTpA-1/3 (B); ↓↓pA-1/3 (C)].

	unilaterale Selektion			**bi- bzw. tri- laterale Selektion**
Annahme: $NRP_{A/c}>NRP_{B/c}>NRP_{C/c}$	**Versicherer A** $NRP_{A/c}$	**Versicherer B** $NRP_{B/c}$	**Versicherer C** $NRP_{C/c}$	
Risiken Typ T1: $E(X_i)>NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$	↑pP-1/3		↓pA-1/3	↑pP-2/3 [↑pP-1/3 (A); ↑pP-1/3 (B)]
		↑pP-1/3	↓pA-1/3	
	TpP-1/3	TpP-1/3	□pA-1/3	TpP-2/3 [TpP-1/3 (A); TpP-1/3 (B)]
	TTpP-1/3	TTpP-1/3	↓↓pA-1/3	TTpP-2/3 [TTpP-1/3 (A); TTpP-1/3 (B)]
Risiken Typ T2: $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)>NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$	↑pA-1/3		↓pA-1/3	→→pA-2/3
		↑pP-1/3	↓pA-1/3	
	TpA-1/3	TpP-1/3	□pA-1/3	
	TTpA-1/3	TTpP-1/3	↓↓pA-1/3	TT,↓↓pA-2/3 [TTpA-1/3 (A); ↓↓pA-1/3 (C)]
Risiken Typ T3: $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$ und $E(X_i)>NRP_{C/c}$	↑pA-1/3		↓pA-1/3	→→**pA-2/3**
		↑pA-1/3	↓pA-1/3	→→**pA-2/3**
	TpA-1/3	TpA-1/3	□pA-1/3	pA-3/3 [TpA-1/3 (A); TpA-1/3 (B); □pA-1/3(C)]
	TTpA-1/3	TTpA-1/3	↓↓pA-1/3	TT, ↓↓pA-3/3 [TTpA-1/3 (A); TTpA-1/3 (B); ↓↓pA-1/3 (C)]
Risiken Typ T4: $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/c}$, und $E(X_i)<NRP_{C/c}$	↑pA-1/3		↓pP-1/3	↑pA-2/3 [↑pA-1/3 (A); ↑pA-1/3 (B)]
		↑pA-1/3	↓pP-1/3	
	TpA-1/3	TpA-1/3	□pP-1/3	
	TTpA-1/3	TTpA-1/3	↓↓pP-1/3	TTpA-2/3 [TTpA-1/3 (A); TTpA-1/3 (B)]

Abb. 17: Selektionswirkungen in der Konstellation R/a-3/3: drei Versicherer, trilaterale jeweils einheitliche absolute NRPn. Hinweis: Alle Angaben jeweils in einer Zeile geben Selektionsprozesse für die einzelnen Fälle innerhalb von Risikotypen an, also z. B. für den ersten Fall von Risiken Typ T3: unilaterale unidirektionale („weg von“) partielle Antiselektion bei Versicherer A, zugleich unilaterale unidirektionale („hin zu“) partielle Antiselektion bei Versicherer C, beides zusammen damit zugleich bilaterale unidirektionale („weg von“ und zugleich “hin zu“) partielle verbundene Antiselektion bei den Versicherern A und C.

2.2.1.6. Selektion: Konstellationen R/a-m/n mit m≥4, n≥4: mehr als drei Versicherer: multilaterale, jeweils einheitliche absolute NRPn

In Konstellationen mit vier und mehr Versicherern mit jeweils einheitlichen absoluten NRPn – wo also für R/a-m/n gilt: m=n mit m≥4, n≥4 – haben diejenigen Versicherer mit den höheren einheitlichen absoluten NRP im Modell keine Risiken mehr. Alle Risiken sind beim Versicherer mit der niedrigsten einheitlichen absoluten NRP_Z. *Bei allen Versicherern kommt es jeweils zu partiellen Antiselektionswirkungen und Proselektionswirkungen*, wie sie bereits oben in der entsprechenden trilateralen Konstellation R/a-3/3 dargestellt wurden.

2.2.1.7. Selektion: Konstellationen R/a-m/n mit m≥3, n≥4: mehr als drei Versicherer: multilaterale jeweils einheitliche absolute NRPn und uni- oder multilaterale risikoäquivalente NRPn

In Konstellationen mit drei und mehr Versicherern mit jeweils einheitlichen absoluten NRPn, wo es aber zusätzlich auch noch einen oder mehrere Versicherer mit risikoäquivalenten NRPn gibt - wo also für R/a-m/n gilt: m<n mit m≥3, n≥4 gilt – haben jedenfalls die Versicherer mit den höheren einheitlichen absoluten NRPn Modell keine Risiken mehr und bei ihnen kommt es zu *partieller Antiselektion* und *partieller Proselektion*. Der Versicherer mit der niedrigsten einheitlichen absoluten NRP_Z hat *totale Antiselektion*: Bei ihm sind dann alle Risiken mit $E(X_i)>NRP_Z$. Alle Risiken mit $E(X_i)<NRP_Z$ sind dann bei dem oder den Versicherern mit der risikoäquivalenten $NRP_i=E(X_i)$, bei denen es zu *partieller neutraler Selektion nach der Höhe des Schadenerwartungswertes der Risiken* kommt.

2.2.2. Kalkulationsmangel „einheitlich relativ-abweichende NRP“ (R/r): Selektion

Die herkömmliche Betrachtungsweise bezog sich also auf die Abweichung von der Risikoäquivalenz durch den Kalkulationsmangel der Verrechnung einer einheitlichen absoluten NRP für alle Risiken bei unterschiedlichen Schadenerwartungswerten der einzelnen Risiken.[44]

[44] Der Kalkulationsmangel einheitlicher absoluter NRP (im Besonderen: Durchschnittsprämien) kann folgende praktische Ursachen haben: (1.) Die Bildung von Durchschnittsprämien ist bei der Kalkulation von Nettorisikoprämien aus Schadenstatistiken („Schadentafeln“) kaum vermeidbar, da die zugrundeliegenden und aus statistischen Gründen jeweils nötigen großen Risikobestände nicht die *hier* idealerweise zu fordernde vollkommene Homogenität aufweisen. (Anders und differenziert ist das Erfordernis der Homogenität der Risiken jedoch für den Risikoausgleich im Kollektiv zu sehen, vgl. Eszler, Erwin: Risikoausgleich und Versicherung: Analyse und Systematisierung divergenter Auffassungen, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 45. Jg., 1994, Heft 6, S. 152-156.) - (2.) Versicherer verrechnen aus Kosten- und/oder Praktikabilitätsgründen bewusst einheitliche absolute NRPn (wenn etwa Risiken trotz verschiedener Risikomerkmalsausprägungen zu einer Risikoklasse zusammengefasst werden).

Eine andere Ursache für die systematische Abweichung von der individuellen Risikoäquivalenz besteht im Kalkulationsmangel, *eine für alle Risiken einheitlich relativ vom Schadenerwartungswert abweichende NRP* zu verrechnen[45]: Eine solche NRP ist im Hinblick auf den Erwartungswert der versicherten Schäden *prozentuell* - also *relativ - zu niedrig oder zu hoch.* Für jedes Risiko gilt dann $NRP_i = p \cdot E(X_i)$ mit p=const. und p<1 oder p>1.

2.2.2.1. Selektion. Konstellation R/r-1/2: zwei Versicherer: unilateral einheitlich relativ-abweichende NRPn

Es werde angenommen, Versicherer A verrechne eine relative-abweichende $NRP_{A/p;i} = p \cdot E(X_i)$ mit p=const. und p≠1 und Versicherer B verrechne risikoäquivalente Nettorisikoprämien $NRP_{B;i} = E(X_i)$.[46]

Dann sind hier zwei Unterfälle (I) und (II) zu unterscheiden (vgl. auch die folgende Abbildung):

Unterfall (I): $NRP_{A/p;i}$ ist zu hoch, also $NRP_{A/p>1;i} = p \cdot E(X_i)$ mit p=const. und **p>1**; somit $NRP_{A/p>1;i} > E(X_i)$ und somit $NRP_{A/p>1;i} > NRP_{B;i}$ (vgl. hierzu auch die folgende Abbildung):

Alle Risiken – „*gute* Risiken“ für A - gehen *weg von* Versicherer A (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion* (↑pA-1/2) hin zu Versicherer B mit der (für alle Risiken niedrigeren) risikoäquivalenten $NRP_{B;i}$. Bei Versicherer B kommt es zu *partieller neutraler Selektion* (alle Risiken unabhängig von der Höhe des Schadenerwartungswertes kommen von B hinzu), (↓pN-1/2), die (es handelt sich um eine Bestandserhöhung) allerdings günstige Auswirkungen auf den Risikoausgleich im Kollektiv bzw. das verstechnische Zufallsrisiko[47] sowie auf das Finanzanlagevolumen im Rahmen des Kapitalanlagegeschäftes bringen kann.
Weiters bleiben alle Risiken bei B, die schon dort waren: *unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion* (□pN-1/2). Diese für ihn „guten Risiken“ bleiben dann A fern: *unilaterale adirektionale partielle Antiselektion* (⊤pA-1/2).
Zusätzlich kommen auch *neu zu versichernde Risiken direkt* zu B mit der risikoäquivalenten $NRP_{B;i}$ (↓↓-1/2), die dann bei Versicherer A mit der höheren $NRP_{A/p>1;i}$ ausbleiben (unilaterale adirektionale partielle Antiselektion, ⊤⊤pA-1/2.

Insgesamt ergibt sich für den **Versicherer A** mit der einheitlich relativ zu hohen $NRP_{A/p>1;i}$ *unilaterale multipel-direktionale totale Antiselektion* (↑,⊤,⊤⊤tA-1/2), für **Versicherer B** mit

---

[45] Auch der Kalkulationsmangel einer einheitlich relativ abweichenden NRP ist von praktischer Relevanz: Bei der Kalkulation der NRP kann es aufgrund des aus der Stochastizität der verwendeten Schadendaten resultierenden Zufallsrisikos in der Vergangenheit dazu kommen, dass aus den Schadentafeln die Parameter für den Schadenbedarf (Schadenfrequenz, Durchschnittschäden) zu niedrig oder zu hoch ermittelt werden (Schätzfehler; Stichprobentheorie) und somit in den Tarifen dann systematisch jeweils zu niedrige oder zu hohe Prämiensätze verwendet werden. Vgl. hierzu auch das versicherungstechnische „Irrtumsrisiko“ etwa bei Farny, Dieter: Versicherungsbetriebslehre, 5. Aufl., Karlsruhe 2011, S. 93, oder das „Diagnoserisiko“ bei Albrecht, Peter /Schwake, Edmund: Risiko, Versicherungstechnisches, in: Farny, D. et al. (Hrsg.): Handwörterbuch der Versicherung, Karlsruhe 1988, S. 653.

[46] Vgl. hierzu auch Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt. Teil 2: Trilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft 76. Jg. (2021), Heft 5, S. 95 ff.

[47] Für die Beurteilung der Günstigkeit der Auswirkungen dieser Bestandserhöhung ist auch das Ausmaß der statistischen Korrelation der Risiken voneinander (Abhängigkeit) von Bedeutung.

der risikoäquivalenten $NRP_{B;i}$ *unilaterale multipel-direktionale totale neutrale Selektion* (↓,□,↓↓tN-1/2) und er hat im Modell alle Risiken.

	Versicherer A $NRP_{A/p;i}$		**Versicherer B** $NRP_{B;i}=E(X_i)$	
	unidirektio-nale und adirektionale partielle Selektion	**totale Selektion**	**unidirektio-nale und adirektionale partielle Selektion**	**totale Selektion**
Unterfall (I) $NRP_{A/p>1;i}=p\cdot E(X_i)$ mit p=const. und **p>1**	↑pA-1/2	tA-1/2	↓pN-1/2	tN-1/2
	TpA-1/2		□pN-1/2	
	TTpA-1/2		↓↓pN-1/2	
Unterfall (II) $NRP_{A/p>1;i}=p\cdot E(X_i)$ mit p=const. und **p<1**	↓pA-1/2	tA-1/2	↑pN-1/2	tN-1/2
	□pA-1/2		TpN-1/2	
	↓↓pA-1/2		TTpN-1/2	

Abb. 18: Selektionswirkungen in der Konstellation R/r-1/2: zwei Versicherer, unilateral einheitlich relativ-abweichende NRP mit den zwei Unterfällen (I) einer einheitlich relativ zu hohen NRP mit p>1 und (II) einer einheitlich zu niedrigen NRP mit p<1

Unterfall (II): $NRP_{A/p;i}$ ist zu niedrig, also $NRP_{A/p<1;i}=p\cdot E(X_i)$ mit p=const. und **p<1**; somit $NRP_{A/p<1;i}< E(X_i)$ und $NRP_{A;i} < NRP_{B;i}$ (vgl. hierzu auch die obige Abbildung):

Alle Risiken – „*schlechte* Risiken“ für A - *kommen zu* Versicherer A (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion* (↓pA-1/2), und gehen weg von Versicherer B mit der (für alle Risiken höheren) risikoäquivalenten $NRP_{B;i}$. Bei Versicherer B kommt somit es zu *unilateraler unidirektionaler partieller neutraler Selektion* (↑pN-1/2), und somit zu einer Bestandsverminderung, die allerdings ungünstige Auswirkungen auf den Risikoausgleich im Kollektiv bzw. das verstechnische Zufallsrisiko sowie auf das Finanzanlagevolumen im Rahmen des Kapitalanlagegeschäftes bringen kann.
Bei Versicherer A bleiben weiters auch solche „schlechten Risiken“, die schon dort waren (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion* (□pA-1/2) und die somit als „neutrale Risiken“ Versicherer B fernbleiben (*unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion* (Tp-1/2).
Weiters kommen auch *neu zu versichernde Risiken direkt* zu A mit der mit der einheitlich relativ zu niedrigen $NRP_{A/p<1;i}$ (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion* ↓↓pA-1/2), die damit beim Versicherer B mit der risikoäquivalenten $NRP_{B;i}$ ausbleiben (*unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion,* TTp-1/2).

Insgesamt kommt es auch hier bei **Versicherer A** zu *unilateraler multipel-direktionaler totaler Antiselektion* (↓,□,↓↓tA-1/2), bei **Versicherer B** zu *unilateraler multipel-direktionaler totaler neutraler Selektion* (↑,T,TTtN-1/2) und er hat im Modell keine Risiken mehr.

Gesamtergebnis:

- ***Versicherer A*** *mit der einheitlich relativ-abweichenden* $NRP_{A/p\neq1;i}$ *hat unabhängig davon ob, die* $NRP_{A/p;i}$ *relativ zu hoch oder zu niedrig ist,* ***in der bilateralen Konstellation mit einem Versicherer mit risikoäquivalenten Prämien immer totale Antiselektionseffekte****.*

- ***Versicherer B*** mit der risikoäquivalenten $NRP_{B;i}$ hat immer ***totale neutrale Selektionseffekte***, es sind immer *alle* Risiken von der Selektion bei A betroffen und diese kommen zu B hinzu (Fall I) bzw. gehen von B weg (Fall II), es treten somit *Bestandserhöhungen* bzw. *Bestandsverminderungen* auf, die aber *Auswirkungen auf den Risikoausgleich im Kollektiv bzw. das verstechnische Zufallsrisiko sowie auf das Finanzanlagevolumen im Rahmen des Kapitalanlagegeschäftes* haben (können).

2.2.2.2. Selektion: Konstellation R/r-2/2: zwei Versicherer: bilateral jeweils einheitlich relativ-abweichende NRPn

Es werde angenommen, *beide* Versicherer A und Versicherer B verrechnen jeweils eine einheitlich relativ-abweichende $NRP_{A/pA;i}$ bzw. $NRP_{B/pB;i}$.

Dann sind hier drei Unterfälle (I), (II), (III) zu unterscheiden (vgl. auch die folgende Abbildung):

Unterfall (I): *Beide Versicherer* verrechnen eine *zu hohe NRP*, also
$NRP_{A;i}=p_A\cdot E(X_i)$ mit p_A=const. und $\mathbf{p_A>1}$, somit $NRP_{A/pA>1;i}>E(X_i)$, und
$NRP_{B;i}=p_A\cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und $\mathbf{p_B>1}$, somit $NRP_{>B/pB>1;i}>E(X_i)$, und
weiters werde angenommen $p_A>p_B$, somit $NRP_{A/pA>1;i}>NRP_{B/pB>1;i}>E(X_i)$.
Alle Risiken – „*gute* Risiken" für A - gehen *weg von* Versicherer A (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion* (↑pA-1/2) hin zu B, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*gute* Risiken" darstellen (unilaterale unidirektionale partielle Proselektion, ↓pP-1/2).
„*Gute* Risiken", die schon bei B warten, verbleiben dort (*unilaterale adirektionale partielle Proselektion,* □pP-1/2) und bleiben damit als „gute Risiken" Versicherer A fern (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* TpA-1/2).
Weiters kommen neu zu versichernde Risiken direkt zu B (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion,* ↓↓pP-1/2), die dann eben beim Versicherer A ausbleiben (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* TTpA-1/2).
Insgesamt ergibt sich also für **Versicherer A** *unilaterale multipel-direktionale totale Antiselektion* (↑,T,TTtA-1/2), für **Versicherer B** *unilaterale multipel-direktionale totale Proselektion* (↓,□,↓↓tP-1/2.

Unterfall (II): *Beide Versicherer* verrechnen eine *zu niedrige NRP*, also
$NRP_{A;i}=p_A\cdot E(X_i)$ mit p_A=const. und $\mathbf{p_A<1}$, somit $NRP_{A/<1;i}<E(X_i)$, und
$NRP_{B;i}=p_A\cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und $\mathbf{p_B<1}$, somit $NRP_{B/p<1;i}<E(X_i)$, und
weiters werde angenommen $\mathbf{p_A>p_B}$, somit $E(X_i)>NRP_{A/p<1;i}>NRP_{B/p<1;i}$.
Alle Risiken – „*schlechte* Risiken" für A - gehen *weg von* Versicherer A (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion* (↑pP-1/2) hin zu B, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*schlechte* Risiken" darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion*, ↓pA-1/2)

„*Schlechte* Risiken“, die schon bei B warten, verbleiben dort (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* □pA-1/2) und bleiben damit als „schlechte Risiken“ Versicherer A fern (*unilaterale adirektionale partielle Proselektion*, TpP-1/2).
Weiters kommen solche *neu zu versichernden „schlechten“* Risiken *direkt* zu B (unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion, ↓↓pA-1/2, die dann eben Versicherer A fernbleiben (*unilaterale adirektionale partielle Proselektion*, TTpP-1/2.

Unterfall (III): *Ein Versicherer* verrechnet eine *zu hohe NRP, ein Versicherer* eine *zu niedrige NRP, also*
$NRP_{A;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_A=const. und $\mathbf{p_A>1}$, somit $NRP_{A/p>1;i}>E(X_i)$, und
$NRP_{B;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und $\mathbf{p_B<1}$, somit $NRP_{B/p<1;i}<E(X_i)$,
somit $NRP_{A/p>1;i}>E(X_i)>NRP_{B/p<1;i}$.
Alle Risiken – „*gute* Risiken“ für A - gehen *weg von* Versicherer A (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion* (↑pA-1/2) hin zu B, für den diese *hinzukommenden* Risiken ebenfalls „*schlechte* Risiken“ darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↓pA-1/2); zusammen also ***bilaterale unidirektionale partielle verbundene Antiselektion*** (→→pA-2/2). „*Schlechte* Risiken“, die schon bei B warten, verbleiben dort (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion*, □pA-1/2) und bleiben damit als „gute Risiken“ Versicherer A fern (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion*, TpA-1/2); zusammen also ***bilaterale adirektionale partielle getrennte Antiselektion,*** pA-2/2 [TpA-1/2 (A); □pA-1/2 (B)].
Weiters kommen *neu zu versichernde „schlechte“ Risiken* direkt zu B (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↓↓pA-1/2), die dann als „gute Risiken“ bei Versicherer A ausbleiben *(unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,*TTpA-1/2; zusammen also ***bilaterale adirektionale partielle getrennte Antiselektion,*** pA-2/2 [TTpA-1/2 (A); ↓↓pA-1/2 (B)].
Insgesamt ergibt sich also hier ***bilaterale multipel-direktionale z. T. verbundene und z. T. getrennte und daher letztlich auch insgesamt getrennte totale Antiselektion***:[48]
pA-2/2 {[→→pA-2/2];[TpA-1/2 (A); □pA-1/2 (B)]; TTpA-1/2 (A); ↓↓pA-1/2 (B)]}.

Gesamtergebnis:

- Verrechnen *beide Versicherer* eine *zu hohe* einheitlich relativ-abweichende NRP, dann ist das *ungünstig* für den Versicherer mit der *höheren* NRP (unilaterale *totale Antiselektion;* hat keine Risiken mehr) und *günstig* für den Versicherer mit der *niedrigeren* NRP (*unilaterale totale Proselektion;* hat alle Risiken).
- Verrechnen *beide Versicherer* eine *zu niedrige* einheitlich relativ-abweichende NRP, dann ist das *günstig* für den Versicherer mit der *höheren* NRP (*unilaterale totale Proselektion;* hat aberkeine Risiken mehr) und un*günstig* für den Versicherer mit der *niedrigeren* NRP (*unilaterale totale Antiselektion;* hat alle Risiken).
- Verrechnet *ein Versicherer* eine *zu hohe* einheitlich relativ-abweichende NRP*, ein Versicherer* eine *zu niedrige* einheitlich relativ-abweichende NRP, dann ist das *ungünstig* für *beide* Versicherer (*bilaterale totale Antiselektion).*

[48] In der folgenden Abbildung ist die bilaterale totale Antiselektion nicht mehr eigens dargestellt, die Komponenten sind aber durch Fettdruck hervorgehoben.

<table>
<tr><td></td><td colspan="4">unilaterale Selektion</td><td>bilaterale Selektion</td></tr>
<tr><td rowspan="2"></td><td colspan="2">Versicherer A
$NRP_{A/pA\neq 1;i}$</td><td colspan="2">Versicherer B
$NRP_{B/pB\neq 1;i}$</td><td rowspan="2"></td></tr>
<tr><td>partielle Selektion</td><td>totale Selektion</td><td>partielle Selektion</td><td>totale Selektion</td></tr>
<tr><td rowspan="3">Unterfall (I)
$NRP_{A;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_A=const. und $\mathbf{p_A>1}$, somit $NRP_{A/p>1;i}>E(X_i)$;
$NRP_{B;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und $\mathbf{p_B>1}$, somit $NRP_{B/p>1;i}>E(X_i)$;
Annahme $\mathbf{p_A>p_B}$, somit $NRP_{A/p>1;i}>NRP_{B/p>1;i}>E(X_i)$</td><td>↑pA-1/2</td><td rowspan="3">tA-1/2</td><td>↓pP-1/2</td><td rowspan="3">tP-1/2</td><td rowspan="3"></td></tr>
<tr><td>TpA-1/2</td><td>□pP-1/2</td></tr>
<tr><td>TTpA-1/2</td><td>↓↓pP-1/2</td></tr>
<tr><td rowspan="3">Unterfall (II)
$NRP_{A;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_A=const. und $\mathbf{p_A<1}$, somit $NRP_{A/<1;i}<E(X_i)$;
$NRP_{B;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und $\mathbf{p_B<1}$, somit $NRP_{B/p<1;i}<E(X_i)$;
Annahme $\mathbf{p_A>p_B}$, somit $E(X_i)>NRP_{A/p<1;i}>NRP_{B/p<1;i}$</td><td>↑pP-1/2</td><td rowspan="3">tP-1/2</td><td>↓pA-1/2</td><td rowspan="3">tA-1/2</td><td rowspan="3"></td></tr>
<tr><td>TpP-1/2</td><td>□pA-1/2</td></tr>
<tr><td>TTpP-1/2</td><td>↓↓pA-1/2</td></tr>
<tr><td rowspan="3">Unterfall (III)
$NRP_{A;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_A=const. und $\mathbf{p_A>1}$, somit $NRP_{A/p>1;i}>E(X_i)$;
$NRP_{B;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und $\mathbf{p_B<1}$, somit $NRP_{B/p<1;i}<E(X_i)$;
somit $NRP_{A/p>1;i}>E(X_i)>NRP_{B/p<1;i}$</td><td>↑pA-1/2</td><td rowspan="3">↑,TTtA -1/2</td><td>↓pA-1/2</td><td rowspan="3">↓,↓↓tA -1/2</td><td>→→pA-2/2</td></tr>
<tr><td>TpA-1/2</td><td>□pA-1/2</td><td>pA-2/2 [TpA-1/2 (A); □pA-1/2 (B)]</td></tr>
<tr><td>TTpA-1/2</td><td>↓↓pA-1/2</td><td>pA-2/2 [TTpA-1/2 (A); ↓↓pA-1/2 (B)]</td></tr>
</table>

Abb. 19: Selektionswirkungen in der Konstellation R/r-2/2: zwei Versicherer, bilateral jeweils einheitlich relativ-abweichende NRPn mit den drei Unterfällen (I) bilateral einheitlich relativ jeweils zu hohe NRPn und (II) bilateral einheitlich relativ jeweils zu niedrige NRPn sowie (III) unilateral einheitlich relativ zu hohe NRPn versus unilateral einheitlich relativ zu niedrige NRPn; bilaterale Komponenten des trilateralen Selektionseffektes durch Fettdruck hervorgehoben

2.2.2.3. Selektion: Konstellation R/r-1/3: drei Versicherer: unilateral einheitlich relativ-abweichende NRP

Diese Modellkonstellation bedarf keiner gesonderten Darstellung, da es *zwischen* den beiden Versicherern mit der risikoäquivalenten Prämie *nicht* zu Selektionsprozessen kommt, sie können zusammen wie *ein* Versicherer aufgefasst werden. Die Selektionsprozesse zwischen diesen beiden Versicherern einerseits und dem einen Versicherer mit den einheitlich relativ-abweichenden NRPn andererseits stellen sich dann so dar, wie es oben bei der Konstellation R/r-1/2 mit zwei Versicherern ausführt wurde:

Es kommt in jedem Fall bei dem Versicherer mit den einheitlich relativ-abweichenden NRPn zu totaler Antiselektion:

Denn sowohl dann,

- wenn der eine Versicherer *einheitlich relativ zu hohe NRPn* verrechnet (alle seine Risiken – und das sind für ihn immer nur „gute" Risiken - wandern zu den beiden Versicherern mit den risikoäquivalenten NRPn ab bzw. bleiben ihm alle Risiken fern bzw. bleiben neu zu versichernde bei ihm aus),

wie auch dann,

- wenn der eine Versicherer *einheitlich relativ zu niedrige NRPn* verrechnet (alle Risiken - und das sind für ihn immer nur „schlechte" Risiken – verbleiben bei ihm bzw. kommen zu ihm, entweder von den beiden Versicherern mit den risikoäquivalenten NRPn oder als neu zu versichernde Risiken),

kommt es zu alle Risiken betreffender Antiselektion des Versicherers.

Wenn der eine Versicherer *einheitlich relativ zu hohe NRPn* verrechnet, dann sind die Versicherungsnehmer im Zuge des Antiselektionsprozesses im Hinblick auf die Versicherungsnahme bei einem der beiden Versicherer mit der risikoäquivalenten Prämie indifferent.

2.2.2.4. Selektion: Konstellation R/r-2/3: drei Versicherer: bilateral jeweils einheitlich relativ-abweichende NRPn

Für diese trilaterale Konstellation[49] kann auf die Analyse-Module aus den bilateralen Konstellationen zurückgegriffen werden (R/r-1/2 und R/r-2/2).

Es werde angenommen, Versicherer A verrechne eine relative-abweichende $NRP_{A/pA;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_A=const. und $p_A \neq 1$, und auch Versicherer B verrechne eine relative-abweichende $NRP_{B/pB;i}=p_B \cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und $p_B \neq 1$, während Versicherer C risikoäquivalente Nettorisikoprämien verrechnet $NRP_{C;i}=E(X_i)$.

---

[49] Vgl. hierzu auch Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt. Teil 2: Trilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft 76. Jg. (2021), Heft 5, S. 95 ff..

Folgende drei Unterfälle sind dann zu unterscheiden (vgl. auch die folgende Abbildung):

Unterfall (I): *Beide Versicherer A und B* verrechnen jeweils *einheitlich relativ zu hohe NRPn*, also
$NRP_{A;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_A=const. und $\mathbf{p_A>1}$, somit $NRP_{A/p>1;i}>E(X_i)$, und
$NRP_{B;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und $\mathbf{p_B>1}$, somit $NRP_{B/p>1;i}>E(X_i)$,

- Alle Risiken – „*gute* Risiken“ für A - gehen *weg von* Versicherer A (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion* (↑pA-1/3) hin zu C mit den risikoäquivalenten NRPn (*unilaterale unidriektionale partielle neutrale Selektion*, ↓pN-1/3) bzw. verbleiben solche Risiken bei C (*unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion*, □pN-1/3), die dann A fernbleiben (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion* (ͲpA-1/3). Neu zu versichernde Risiken bleiben beim Versicherer A aus (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion* (ͲͲpA-1/3), da sie zu C kommen ((*unilaterale unidirektionale partielle neutrale Selektion*, ↓↓pN-1/3). Es kommt daher bei ***Versicherer A*** (zunächst) zu *unilateraler multipel-direktionaler totaler Antiselektion*.
- Alle Risiken – „*gute* Risiken“ für B - gehen *weg von* Versicherer B (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion* (↑pA-1/3) hin zu C mit den risikoäquivalenten NRPn (*unilaterale unidirektionale partielle neutrale Selektion*, ↓pN-1/3) bzw. verbleiben solche Risiken bei C (*unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion*, □pN-1/3), die dann B fernbleiben (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion* (ͲpA-1/3). Neu zu versichernde Risiken bleiben beim Versicherer B aus (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion* (ͲͲpA-1/3), da sie zu C kommen ((*unilaterale unidirektionale partielle neutrale Selektion*, ↓↓pN-1/3). Es kommt daher bei ***Versicherer B*** zunächst) zu *unilateraler multipel-direktionaler totaler Antiselektion*.
- Hinsichtlich der ***Versicherer A und B*** kommt es somit insgesamt zu ***bilateraler multipel-direktionaler getrennter totaler Antiselektion****, die sich aus drei bilateralen getrennten partiellen Antiselektionen zusammensetzt:*
tA-2/3 {[↑pA-1/3 (A); ↑pA-1/3 (B)]; [ͲpA-1/3 (A); ͲpA-1/3 (B)]; [ͲͲpA-1/3 (A); ͲͲpA-1/3 (B)]}.
- Bei ***Versicherer C*** kommt es zu einer Bestandserhöhung durch die von Versicherer A und B kommenden Risiken (*unilaterale multipel-unidirektionale neutrale Selektion* ↓,↓pN-1/3) sowie durch alle neu zu versichernden Risiken, die direkt zu C kommen (*unilaterale unidirektionale neutrale Selektion* ↓↓pN-1/3). Weiters verbleiben auch alle Risiken bei C, die schon dort waren (*unilaterale adirektionale neutrale Selektion* □pN-1/3). Insgesamt kommt es daher bei Versicherer C zu *unilaterale multipel-direktionaler neutraler Selektion*, ↓,↓,□,↓↓pN-1/3) und er hat im Modell alle Risiken.

Unterfall (II): *Versicherer A* verrechnet *einheitlich relativ zu hohe NRPn*, also
$NRP_{A/pA;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_A=const. und $\mathbf{p_A>1}$, somit $NRP_{A/pA>1;i}>E(X_i)$, und
Versicherer B verrechnet *einheitlich relativ zu niedrige NRPn*, also
$NRP_{B/pB;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und $\mathbf{p_B<1}$, somit $NRP_{B/pB<1;i}<E(X_i)$

- Alle Risiken – „*gute* Risiken“ für A - gehen *weg von* Versicherer A (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion* (↑pA-1/3) hin zu B, für den diese Risiken „schlechte“ Risiken darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion*, ↓pA-1/3), zusammen somit *bilaterale unidirektionale verbundene partielle Antiselektion* (→→pA-2/3).
- Ebenfalls zu B kommen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion*, ↓pA-1/3) alle Risiken von Versicherer C (*unilaterale unidirektionale partielle neutrale Selektion*, ↑pN-1/3).

- Da alle neu zu versichernden Risiken zu B kommen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↓↓pA-1/3), bleiben solche Risiken beim Versicherer A (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* TTpA-1/3) aus und ebenso beim Versicherer C (*unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion,* TTpN-1/3). Hinsichtlich Versicherer A und B liegt somit *bilaterale multipel-direktionale partielle getrennte Antiselektion* vor: pA-2/3 {[[TTpA-1/3 (A); ↓↓pA-1/3 (B)]}.
- Risiken, die schon bei Versicherer B sind, bleiben dort (*unilaterale adirektionale Antiselektion* □pA-1/3) und bleiben somit Versicherer A fern (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* TpA-1/3) wie auch Versicherer C fern (*unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion,* TpN-1/3). Hinsichtlich Versicherer A und B liegt somit *bilaterale multipel-direktionale partielle getrennte Antiselektion* vor: pA-2/3 {[[TpA-1/3 (A); □pA-1/3 (B)]}.
- Hinsichtlich der ***Versicherer A und B*** kommt es somit insgesamt zu ***bilateraler multipel-direktionaler getrennter totaler Antiselektion****, die sich aus einem bilateralen verbundenen und zwei bilateralen getrennten partiellen Antiselektionen zusammensetzt:*
tA-2/3 {[→→pA-2/3 (A; B)]; [TpA-1/3 (A); □pA-1/3 (B)]; [TTpA-1/3 (A); ↓↓pA-1/3 (B)]}.
- Bei ***Versicherer C*** kommt es zu einer Bestandverminderung durch die zu Versicherer B weggehenden Risiken sowie durch die bei B verbleibenden und C fernbleibenden Risiken sowie durch die neu zu versichernden Risiken, die direkt zu B kommen und daher bei C ausbleiben. Insgesamt daher *unilaterale multipel-direktionale neutrale Selektion* ↓,↓pN-1/3) Insgesamt kommt es daher bei Versicherer C zu *unilaterale multipel-direktionaler neutraler Selektion*, ↑,T, TTtN-1/3) und er hat im Modell keine Risiken mehr.

Unterfall (III): *Beide Versicherer A und B* verrechnen ein *einheitlich relativ zu niedrige NRPn,* also
$NRP_{A;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_A=const. und $\mathbf{p_A<1}$, somit $NRP_{A/p<1;i}<E(X_i)$, und
$NRP_{B;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und $\mathbf{p_B<1}$, somit $NRP_{B/p<1;i}<E(X_i)$.
Weiters werde angenommen $\mathbf{p_A>p_B}$ und somit $NRP_{A/p<1;i}>NRP_{B/p<1;i}$ [50]

- Alle Risiken – „*schlechte* Risiken" für A - gehen *weg von* Versicherer A (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion* (↑pP-1/3) hin zu B, für den diese Risiken „schlechte" Risiken darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↓pA-1/3).
- Ebenfalls zu B kommen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↓pA-1/3) alle Risiken von Versicherer C (*unilaterale unidirektionale partielle neutrale Selektion,* ↑pN-1/3)
- Da alle neu zu versichernden Risiken zu B kommen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↓↓pA-1/3), bleiben solche Risiken beim Versicherer A aus (*unilaterale adirektionale partielle Proselektion,* TTpP-1/3) und ebenso beim Versicherer C (*unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion,* TTpN-1/3) fern.
- Risiken, die schon bei Versicherer B sind, bleiben dort (*unilaterale adirektionale Antiselektion* □pA-1/3) und bleiben somit Versicherer A fern (*unilaterale adirektionale partielle Proselektion,* TpP-1/3) wie auch Versicherer C fern (*unilaterale adirektionale partielle neutrale Selektion,* TpN-1/3).

[50] Ein Beispiel mit konkreten Zahlenwerten und entsprechender graphischer Illustration zu dieser Konstellation findet sich bei Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt. Teil 2: Trilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft 76. Jg. (2021), Heft 5, S. 96 f.

	Selektionswirkungen		
	Versicherer A $NRP_{A/pA\neq 1;i}\neq E(X_i)$	**Versicherer B** $NRP_{B//pA\neq 1;i}$	**Versicherer C** $NRP_{C;i}=E(X_i)$
Unterfall (I) $NRP_{A/pA;i}=p_A\cdot E(X_i)$ mit p_A=const. und **p_A>1**, somit $NRP_{A/pA>1;i}>E(X_i)$; $NRP_{B/pB;i}=p_B\cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und **p_B>1**; somit $NRP_{B/pB>1;i}>E(X_i)$; daher $NRP_{A/pA>1;i}>NRP_{C;i}$ und $NRP_{B/pB>1;i}>NRP_{C;i}$	**↑pA-1/3**		↓pN-1/3
		↑pA-1/3	↓pN-1/3
	TpA-1/3	**TpA-1/3**	□pN-1/3
	TTpA-1/3	**TTpA-1/3**	↓↓pN-1/3
Unterfall (II) $NRP_{A/pA;i}=p_A\cdot E(X_i)$ mit p_A=const. und **p_A>1**, somit $NRP_{A/pA>1;i}>E(X_i)$; $NRP_{B/pB;i}=p_A\cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und **p_B<1**, somit $NRP_{B/pB<1;i}<E(X_i)$; daher $NRP_{A/pA>1;i}>NRP_{C;i}$; $NRP_{B/pB<1;i}<NRP_{C;i}$; $NRP_{A/pA>1;i}>NRP_{B/pB>1;i}$	**↑pA-1/3**	**↓pA-1/3**	
		↓pA-1/3	↑pN-1/3
	TpA-1/3	□**pA**-1/3	TpN-1/3
	TTpA-1/3	**↓↓pA-1/3**	TTpN-1/3
Unterfall (III) $NRP_{A/pA;i}=p_A\cdot E(X_i)$ mit p_A=const. und **p_A<1**, somit $NRP_{A/pA<1;i}<E(X_i)$; $NRP_{B/pB;i}=p_A\cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und **p_B<1**, somit $NRP_{B/pB<1;i}<E(X_i)$; daher $NRP_{A/pA>1;i}<NRP_{C;i}$; $NRP_{B/pB<1;i}<NRP_{C;i}$; weitere Annahme: **p_A>p_B** $NRP_{A/pA>1;i}>NRP_{B/pB<1;i}$	↑pP-1/3	↓pA-1/3	
		↓pA-1/3;	↑pN-1/3
	TpP-1/3	□pA-1/3	TpN-1/3
	TTpP-1/3	↓↓pA-1/3	TTpN-1/3

Abb. 20: Selektionswirkungen in der Konstellation R/r-2/3: drei Versicherer, bilateral jeweils einheitlich relativ-abweichende NRPn mit den drei Unterfällen (I) bilateral einheitlich relativ jeweils zu hohe NRPn und (II) unilateral einheitlich relativ jeweils zu hohe NRPn und unilateral einheitlich relativ jeweils zu niedrige NRPn und (III) bilateral einheitlich relativ jeweils zu niedrige NRPn; unilaterale Komponenten von bilateralen Selektionseffekten durch Fettdruck hervorgehoben

2.2.2.5. Selektion: Konstellation R/r-3/3: drei Versicherer: trilateral jeweils einheitlich relativ-abweichende NRPn

Bei drei Versicherern A, B und C mit jeweils relativ-abweichende Nettorisikoprämien[51] kommen wieder alle Risiken zum Versicherer Z mit dem kleinsten p-Wert (p_Z; niedrigste Prämie).

Bei diesem Versicherer kommt es dann,

- wenn bei ihm $p_Z>1$ und damit $NRP_{pZ>1/i}>E(X_i)$ ist, zu *totaler Proselektion;* bei den beiden anderen Versicherern - für die dann ebenfalls jeweils p>1 und $NRP_i>E(X_i)$ gilt und die dann im Modell keine Risiken mehr haben - zu *totaler Antiselektion*;

- wenn bei ihm $p_Z<1$ und damit $NRP_{pZ/i}<E(X_i)$ ist, zu *totaler Antiselektion;* bei den beiden anderen Versicherern, die im Modell dann keine Risiken mehr haben, kommt es jeweils, wenn p<1 und damit $NRP_{p<1;i}<E(X_i)$ ist, zu *totaler Proselektion;* bzw. wenn p>1 und damit $NRP_{p>1;i}>E(X_i)$ ist, zu *totaler Antiselektion*.

2.2.2.6. Selektion: Konstellationen R/a-m/n mit m≥4, n≥4: mehr als drei Versicherer: multilateral jeweils einheitlich relativ-abweichender NRPn

Auch in Konstellationen von vier oder mehr Versicherern mit jeweils einheitlich relativ-abweichenden NRPn - wo also für Konstellationen R/r-m/n gilt: m=n mit m>3, n>3 - haben diejenigen Versicherer mit den höheren einheitlich relativ-abweichenden NRPn im Modell keine Risiken mehr. Alle Risiken sind beim Versicherer mit der niedrigsten einheitlichen relativ-abweichenden $NRP_{pZ;i}$. Falls $p_Z>1$, dann ergibt sich bei diesem Versicherer *totale Proselektion* und bei den anderen Versicherern mit den höheren einheitlich relativ-abweichenden NRPn *totale Antiselektion*. Falls hingegen $p_Z<1$, dann ergibt sich bei diesem Versicherer *totale Antiselektion*, bei den anderen Versicherern mit den höheren einheitlich relativ-abweichenden NRPn – die im Modell dann keine Risiken mehr haben - ergibt sich bei p<1 *totale Proselektion*, bei p>1 *totale Antiselektion*.

[51] Vgl. hierzu auch Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt. Teil 2: Trilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft 76. Jg. (2021), Heft 5, S. 97.

2.2.2.7. Selektion: Konstellationen R/a-m/n mit m≥3, n≥4: mehr als drei Versicherer: multilateral jeweils einheitlich relativ-abweichende NRPn und uni- oder multilaterale risikoäquivalente NRPn

In Konstellationen mit drei und mehr Versicherern mit jeweils einheitlichen einheitlich relativ-abweichenden NRPn, wo es aber zusätzlich auch noch einen oder mehrere Versicherer mit risikoäquivalenten NRPn gibt - wo also für Konstellationen R/r-m/n gilt: $m<n$ mit $m\geq3$, $n\geq4$ – haben diejenigen Versicherer mit den höheren einheitlich relativ-abweichenden NRPn im Modell jedenfalls keine Risiken mehr.
Falls für die NRP des Versicherers mit der niedrigsten einheitlichen relativ-abweichenden $NRP_{pZ;i}$ gilt: $p_Z>1$, dann sind alle Risiken bei dem oder den Versicherern mit den risikoäquivalenten NRPn und bei allen Versicherern mit den einheitlichen relativ-abweichenden NRPn kommt es zu *totaler Antiselektion*.
Falls für die NRP des Versicherers mit der niedrigsten einheitlichen relativ-abweichenden $NRP_{pZ;i}$ gilt: $p_Z<1$, dann sind alle Risiken bei diesem Versicherer, bei dem es zu *totaler Antiselektion* kommt. Bei den anderen Versicherern mit den höheren einheitlich relativ-abweichenden NRPn – die im Modell dann keine Risiken mehr haben - ergibt sich bei $p<1$ *totale Proselektion*, bei $p>1$ *totale Antiselektion*. Bei den Versicherern mit den risikoäquivalenten NRPn, die dann im Modell ebenfalls keine Risiken haben, ergibt sich *totale neutrale Selektion*.

2.2.3. Kalkulationsmängel „einheitliche absolute NRP“ (R/a) versus „einheitlich relativ-abweichende NRP“ (R/r): Selektion

2.2.3.1. Selektion: Konstellation R/a-1/2*R/r-1/2: zwei Versicherer: unilaterale einheitliche absolute NRP versus unilateral einheitlich relativ-abweichende NRPn

Es werde angenommen, Versicherer A verrechne eine einheitliche absolute $NRP_{A/c}$ und Versicherer B eine relative-abweichende $NRP_{B/p;i}$.[52]

Dann sind hier zwei Fälle (I) und (II) zu unterscheiden (vgl. dazu auch die folgende Abbildung):

Fall (I): ***Versicherer B verrechnet zu einheitlich relativ zu hohe NRPn***, also $NRP_{B/p;i}=p_B \cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und $p_B>1$, somit $NRP_{B/p>1;i}>E(X_i)$:

Sieht man hier wiederum von jenen Risiken ab, für die *zufällig* gerade gilt $E(X_i)=NRP_{A/c}$, dann sind folgende Risikotypen möglich und zu unterscheiden:

(a) **Risiken vom Typ T1** mit $\mathbf{E(X_i)>NRP_{A/c}}$ und $E(X_i)<NRP_{B/p>1;i}$:

[52] Konkrete zahlenmäßige Beispiele und entsprechende graphische Illustrationen zu dieser Konstellation (mit verschiedenen Fällen) finden sich bei Eszler, Erwin: Absolute Durchschnittsprämien versus prozentuell abweichende Nettorisikoprämien im Hinblick auf Antiselektion und Proselektion in kompetitiven Versicherungskonstellationen, in: Zeitschrift für Versicherungswesen (ZfV), 73. Jg., 2022, Heft 12, S. 353-356.

- Zu A kommen solche „*schlechten* Risiken“ (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektionselektion,* ↓pA-1/2), von B, für den diese *weggehenden* Risiken „*gute* Risiken“ darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion*, ↑pA-1/2*)*, zusammen *bilaterale unidirektionale partielle verbundene Antiselektion,* →→pA-2/2.
- Bei A bleiben solche „*schlechten* Risiken“ (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* □pA-1/2), die als „*gute* Risiken“ damit B fernbleiben (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* TpA-1/2), zusammen *bilaterale adirektionale partielle getrennte Antiselektion,* pA-2/2 {[□pA-1/2 (A); TpA-1/2 (B)]}.
- Zu A kommen solche *neu zu versichernden* „*schlechten* Risiken“ *hinzu* (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↓↓pA-1/2), die somit Versicherer B – für diesen „*gute Risiken“- fernbleiben* (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* TTpA-1/2), zusammen *bilaterale uni- bzw. adirektionale partielle getrennte Antiselektion,* pA-2/2 {[↓↓pA-1/2 (A); TTpA-1/2 (B)]}.

(b) **Risiken vom Typ T2** mit $\mathbf{E(X_i)<NRP_{A/c}}$ und $E(X_i)<NRP_{B/pB>1;i}$:

Hier sind wiederum zwei weitere Untertypen zu unterscheiden:

(α) **Risiken vom Typ T2*α*** mit $E(X_i)<NRP_{A/c}$ und $E(X_i)<NRP_{B/pB;i}$ und $\mathbf{NRP_{A/c}<NRP_{B/pB;i}}$:

- Zu A kommen solche „*guten* Risiken“ (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion,* ↓pP-1/2), von B, für den diese *weggehenden* Risiken „*gute* Risiken“ darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↑pA-1/2).
- Bei Versicherer A bleiben solche „*guten* Risiken“ (*unilaterale adirektionale partielle Proselektion,* □pP-1/2), die damit B fernbleiben (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* TpA-1/2).
- Zu A kommen solche *neu zu versichernden* „*guten* Risiken“ *hinzu* (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion,* ↓↓pA-1/2), diese für B ebenfalls *„guten Risiken“ bleiben bei diesem aus* (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* TTpA-1/2).

(β) **Risiken vom Typ T2β** mit $E(X_i)<NRP_A$ und $E(X_i)<NRP_{B;i}$ und $\mathbf{NRP_{A/c}>NRP_{B/pB;i}}$:

- Von A *gehen* solche „*guten* Risiken“ *weg* “ (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↑pA-1/2), hin zu B, für den diese *hinzukommenden* Risiken „*gute* Risiken“ sind (*unilaterale partielle Proselektion,* ↓pP 1/2).
- Bei B bleiben solche „*guten* Risiken“ (*unilaterale adirektionale partielle Proselektion,* □pP-1/2), die damit A fernbleiben (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* TpA-1/2).
- Zu B kommen solche *neu zu versichernden* „*guten* Risiken“ *hinzu* (*unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion,* ↓↓pA-1/2), die dann bei Versicherer A – für diesen ebenfalls „*gute* Risiken„ - *ausbleiben* (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* TTpA-1/2).

Fall (II): ***Versicherer B verrechnet einheitlich relativ zu niedrige NRPn***, also $NRP_{B/p;i}=p_B \cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und $p_B<1$, somit $NRP_{B/p<1;i}<E(X_i)$:

Sieht man hier wiederum von jenen Risiken ab, für die *zufällig* gerade gilt $E(X_i)=NRP_{A/c}$, dann sind folgende Risikotypen möglich und zu unterscheiden:

(a) **Risiken vom Typ T3** mit $\mathbf{E(X_i)>NRP_{A/c}}$ und $E(X_i)>NRP_{B/p>1;i}$:

Hier sind wiederum zwei weitere Untertypen zu unterscheiden:

(α) **Risiken vom Typ T3α** mit **$E(X_i)>NRP_{A/c}$** und $E(X_i)>NRP_{B/pB>1;i}$ und **$NRP_{A/c}<NRP_{B/pB;i}$**:

- Zu A kommen solche „*schlechten* Risiken" *hinzu* (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↓pA-1/2), von Versicherer B, für den diese *weggehenden* Risiken ebenfalls „*schlechte* Risiken" darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion,* ↑pP-1/2).
- Bei A bleiben solche „*schlechten* Risiken" (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* □pA-1/2), die somit B fernbleiben (*unilaterale adirektionale partielle Proselektion,* TpP-1/2).
- Zu A kommen solche *neu zu versichernden* „*schlechten* Risiken" *hinzu* (*unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion,* ↓↓pA-1/2), die dann Versicherer B – für diesen ebenfalls „*schlechte* Risiken„ - *fernbleiben* (*unilaterale adirektionale partielle Proselektion,* TTpP-1/2).

(β) **Risiken vom Typ T3β** mit **$E(X_i)>NRP_{A/c}$** und $E(X_i)>NRP_{B/p>1;i}$ und **$NRP_{A/c}>NRP_{B/pB;i}$**:

- Zu B kommen solche „*schlechten* Risiken" (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↓pA-1/2), von Versicherer A, für den diese *weggehenden* Risiken „*schlechte* Risiken" darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Proselektion,* ↑pP-1/2).
- Bei B bleiben solche „*schlechten* Risiken" (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* □pA-1/2), die somit A fernbleiben (*unilaterale adirektionale partielle Proselektion,* TpP-1/2).
- Zu B kommen solche *neu zu versichernden* „*schlechten* Risiken" *hinzu* (*unidirektionale unilaterale partielle Antiselektion,* ↓↓pA-1/2), die dann Versicherer A – für diesen ebenfalls „*schlechte* Risiken - *fernbleiben* (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* TTpP-1/2).

(b) **Risiken vom Typ T4** mit **$E(X_i)<NRP_{A/c}$** und $E(X_i)>NRP_{B/p>1;i}$:

- Zu B kommen solche „*schlechten* Risiken" (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↓pA-1/2), von Versicherer A, für den diese *weggehenden* Risiken „*gute* Risiken" darstellen (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↑pA-1/2), zusammen *bilaterale unidirektionale partielle verbunden Antiselektion,* →→pA-2/2.
- Bei B bleiben solche „*schlechten* Risiken" (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* □pA-1/2), die somit als „*gute* Risiken" A fernbleiben (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* TpA-1/2), zusammen also *bilaterale adirektionale partielle getrennte Antiselektion,* pA-2/2 {[TpA-1/2 (A); □pA-1/2 (A)]}.
- Zu B kommen solche *neu zu versichernden* „*schlechten* Risiken" *hinzu* (*unilaterale unidirektionale partielle Antiselektion,* ↓↓pA-1/2), die dann Versicherer A – für diesen „*gute* Risiken„ - *fernbleiben* (*unilaterale adirektionale partielle Antiselektion,* TTpA-1/2), zusammen *bilaterale a- bzw. unidirektionale partielle Antiselektion,* pA-2/2 {[TTpA-1/2 (A); ↓↓pA-1/2 (A)]}).

Gesamtergebnis:

Sowohl im Fall einheitlich relativ zu hoher NRPn wie auch im Fall einheitlich relativ zu niedriger NRPn kommt es sowohl beim Versicherer, der solche NRPn verrechnet, wie auch beim anderen Versicherer mit der einheitlichen absoluten NRP jeweils zu ***multiplen partiellen Anti- und Proselektionswirkungen***, somit also bei beiden ***nicht zu einheitlicher (totaler) Antiselektion*** und ***nicht zu einheitlicher (totaler) Proselektion***.

In einzelnen Fällen kommt es zu ***bilateralen Antiselektionsprozessen***.

Bei ***beiden Versicherern*** finden darüberhinaus auch ***Selektionen nach der Größe der Risiken*** – gemessen am Erwartungswert der versicherten Schäden $E(X_i)$ – statt:[53]

Im Fall (I) – einheitliche absolute NRP (Versicherer A) versus *einheitlich relativ zu hohe* NRPn (Versicherer B) mit p>1 - hat der Versicherer A nur Risiken mit einem Schadenerwartungswert über einer bestimmten Grenze. Diese Grenze kann allgemein durch das Lösen der Gleichung

$NRP_{A/c}=NRP_{B/p>1,i}=p_B \cdot E(X_i)$

ermittelt werden. Daraus ergibt sich

$$E(X_i) = \frac{NRP_{A/c}}{p_B}$$

Und wegen hier $p_B>1$ und damit

$$\frac{NRP_{A/c}}{p_B} > NRP_{A/c}$$

ergibt sich als Grenze eine Risikogröße bzw. ein Schadenerwartungswert $E(X_i)$, der ***unter*** *der einheitlichen absoluten NRP* von Versicherer A liegt.
Alle Risiken mit höheren Schadenerwartungswert sind bei Versicherer A, alle Risiken mit einem niedrigeren Schadenerwartungswert sind bei Versicherer B.

Auch m Fall (II) – einheitliche absolute NRP (Versicherer A) versus *einheitlich relativ zu niedrige* NRPn (Versicherer B) hat der Versicherer A nur Risiken mit einem Schadenerwartungswert über einer bestimmten Grenze. Diese Grenze kann wiederum allgemein durch das Lösen der Gleichung

$NRP_{A/c}=NRP_{B/p>1,i}=p_B \cdot E(X_i)$

ermittelt werden. Daraus ergibt sich

$$E(X_i) = \frac{NRP_{A/c}}{p_B}$$

Und wegen hier $p_B<1$ und damit

$$\frac{NRP_{A/c}}{p_B} > NRP_{A/c}$$

ergibt sich als Grenze eine Risikogröße bzw. ein Schadenerwartungswert $E(X_i)$, der hier aber ***über*** *der einheitlichen absoluten NRP* von Versicherer A liegt.

[53] Vgl. zum Folgenden auch Eszler, Erwin: Absolute Durchschnittsprämien versus prozentuell abweichende Nettorisikoprämien im Hinblick auf Antiselektion und Proselektion in kompetitiven Versicherungskonstellationen, in: Zeitschrift für Versicherungswesen (ZfV), 73. Jg., 2022, Heft 12, S. 353-356, jeweils auch mit konkreten Zahlenbeispielen.

Alle Risiken mit höheren Schadenerwartungswert sind dann bei Versicherer A, alle Risiken mit einem niedrigeren Schadenerwartungswert sind bei Versicherer B.

		unilaterale Selektion				bilaterale Selektion
		Versicherer A $NRP_{A/c}$		**Versicherer B** $NRP_{B/p;i}$		
		partielle Selektion	**totale Selektion**	**partielle Selektion**	**totale Selektion**	
Fall (I) $NRP_{A/c} \neq E(X_i)$; $NRP_{B/pB;i} = p_B \cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und $\mathbf{p_B > 1}$, somit $\mathbf{NRP_{B/pB>1;i} > E(X_i)}$	**Risiken Typ T1:** mit $\mathbf{E(X_i) > NRP_{A/c}}$ $E(X_i) < NRP_{B/p>1;i}$	↓pA-1/2	keine	↑pA-1/2	keine	→→pA-2/2
		□pA-1/2		TpA-1/2		□,TTpA-2/2
		↓↓pA-1/2		TTpA-1/2		↓↓,TTpA-2/2
	Risiken Typ T2α mit $\mathbf{E(X_i) < NRP_{A/c}}$ $E(X_i) < NRP_{B/p>1;i}$ $\mathbf{NRP_{A/c} < NRP_{B/p;i}}$	↓pP-1/2		↑pA-1/2		
		□pP-1/2		TpA-1/2		
		↓↓pP-1/2		TTpA-1/2		
	Risiken Typ T2β mit $\mathbf{E(X_i) < NRP_{A/c}}$ $E(X_i) < NRP_{B/p>1;i}$ $\mathbf{NRP_{A/c} > NRP_{B/p;i}}$	↑pA-1/2		↓pP-1/2		
		TpA-1/2		□pP-1/2		
		TTpA-1/2		↓↓pP-1/2		
Fall (II) $NRP_{A/c} \neq E(X_i)$; $NRP_{B/p;i} = p_B \cdot E(X_i)$ mit p_B=const. und $\mathbf{p_B < 1}$, somit $\mathbf{NRP_{B/pB<1;i} < E(X_i)}$	**Risiken Typ T3α** mit $\mathbf{E(X_i) > NRP_{A/c}}$ $E(X_i) > NRP_{B/p<1;i}$ $\mathbf{NRP_{A/c} < NRP_{B/p;i}}$	↓pA-1/2	keine	↑pP-1/2	keine	
		□pA-1/2		TpP-1/2		
		↓↓pA-1/2		TTpP-1/2		
	Risiken Typ T3β mit $\mathbf{E(X_i) > NRP_{A/c}}$ $E(X_i) > NRP_{B/p<1;i}$ $\mathbf{NRP_{A/c} > NRP_{B/p;i}}$	↑pP-1/2		↓pA-1/2		
		TpP-1/2		□pA-1/2		
		TTpP-1/2		↓↓pA-1/2		
	Risiken Typ T4 mit $\mathbf{E(X_i) < NRP_{A/c}}$ $E(X_i) > NRP_{B/p<1;i}$	↑pA-1/2		↓pA-1/2		→→pA-2/2
		TpA-1/2		□pA-1/2		T,□pA-2/2
		TTpA-1/2		↓↓pA-1/2		TT,↓↓pA-2/2

Abb. 21: Selektionswirkungen in der Konstellation R/a-1/2*R/r-1/2: zwei Versicherer: unilaterale einheitliche absolute NRP (Versicherer A) versus unilaterale einheitlich relativ-abweichende NRPn (Versicherer B) inzwei Fällen (I) unilateral einheitlich relativ zu hohe NRPn und (II) unilateral einheitlich relativ zu niedrige NRPn

2.2.3.2. Selektion: Konstellationen R/a-m_1/n*R/r-m_2/n*R/m_3/n mit $m_1 \geq 1$, $m_2 \geq 1$, $m_3 \geq 0$, $m_1+m_2+m_3=n$, n>2: mehr als zwei Versicherer: einheitliche absolute NRPn versus einheitlich relativ-abweichende NRPn versus risikoäquivalente NRPn

Man kann nun weitere solche gemischte Konstellationen mit mehr als zwei Versicherern untersuchen, an denen zumindest ein Versicherer mit einer einheitlichen absoluten NRP und ein Versicherer mit einer relativ abweichenden NRP beteiligt sind. Die folgende Abbildung gibt ansatzweise eine Übersicht über solche Konstellationen (lässt sich hinsichtlich der Anzahl der betrachteten Versicherer in entsprechender Weise fortsetzen).

Konstellationen	**Versicherer A**	**Versicherer B**	**Versicherer C**	**Versicherer D**	**…………..**
		3 Versicherer			
K1	einh. abs. NRP	einh. rel. zu hohe NRPn	ris.-äqu. NRPn		
K2	einh. abs. NRP	einh. rel. zu niedr. NRPn	ris.-äqu. NRPn		
K3	einh. abs. NRP	einh. abs. NRP	rel. zu hohe NRPn		
K4	einh. abs. NRP	einh. abs. NRP	rel. zu niedr NRPn		
K5	einh. abs. NRP	rel. zu hohe NRPn	rel. zu hohe NRPn		
K6	einh. abs. NRP	rel. zu hohe NRPn	rel. zu niedr NRPn		
K7	einh. abs. NRP	rel. zu niedr NRPn	rel. zu niedr NRPn		
		4 Versicherer			
K8	einh. abs. NRP	einh. abs. NRP	rel. zu hohe NRPn	ris.-äqu. NRPn	
K9	einh. abs. NRP	einh. abs. NRP	rel. zu niedr NRPn	ris.-äqu. NRPn	
K10	einh. abs. NRP	rel. zu hohe NRPn	rel. zu hohe NRPn	ris.-äqu. NRPn	
K11	einh. abs. NRP	rel. zu hohe NRPn	rel. zu niedr NRPn	ris.-äqu. NRPn	
K12	einh. abs. NRP	rel. zu niedr. NRPn	rel. zu niedr NRPn	ris.-äqu. NRPn	
………					

Abb. 22: Weitere Konstellationen (Abkürzungen: „einh. abs. NRP“: einheitliche absolute Nettorisikoprämie; „einh. rel. zu hohe NRPn“: einheitlich relativ (prozentuell) zu hohe Nettorisikoprämie; „einh. rel. zu niedr. NRPn“: einh. relativ (prozentuell) zu niedrige Nettorisikoprämien“; „ris.-äqu. NRPn“: risikoäquivalente Nettorisikoprämien)

Bei der Analyse dieser weiteren Konstellationen kann auf bereits durchgeführte Analysen – gleichsam als *„Analysemodule“* zurückgegriffen werden. Zugleich ist dort auch die *Analysemethode* (Identifikation von Risikotypen und daran anschließende Selektionsanalyse) dargestellt worden, die dann bei Bedarf für spezielle Fragestellungen bzw. für weitere Konstellationen eingesetzt werden kann. Daher werden hier diese weiteren Konstellationen nur kurz und exemplarisch bis K3 dargestellt.

Konstellation K1 (A: einh. abs. NRP/ B: einh. rel. zu hohe NRPn / C: ris.-äqu. NRPn):

Die einheitlich relativ zu hohe $NRP_{B/p>1;i}$ von Versicherer B ist für *jedes* Risiko ungünstiger als die risikoäquivalenten $NRPn_{C;i}$ von Versicherer C. Versicherer B hat daher in diesem Modell jedenfalls keine Risiken mehr (totale Antiselektion).
Für die „klassischen“ Selektionsprozesse zwischen A mit der einheitlichen absoluten NRP und C mit den risikoäquivalenten NRPn kann dann auf vorhandene Studien bzw. auf die obige Analyse zurückgegriffen werden.

Konstellation K2 (A: einh. abs. NRP / B: einh. rel. zu niedr. NRPn / C: ris.-äqu. NRPn):

Versicherer C mit den risikoäquivalenten NRP hat hier keine Risiken mehr (totale neutrale Selektion), da für jedes Risiko die Prämie bei Versicherer B mit den einheitlich relativ zu niedrigen NRPn günstiger ist (partielle Antiselektion bei B hinsichtlich der von C hinzukommenden, für B immer „schlechten“ Risiken).
Für die Selektionsprozesse zwischen A mit der einheitlichen absoluten NRP und B mit den einheitlich relativ zu niedrigen NRPn kann dann die obige Analyse herangezogen werden.

Konstellation K3 (A: einh. abs. NRP / B: einh. abs. NRPn / C: rel. zu hohe NRPn):

Wenn hier für die beiden einheitlichen absoluten NRPn angenommen wird $NRP_A > NRP_B$, dann hat hier A keine Risiken mehr (partielle Antiselektion der weggehenden/ausbleibenden „guten“ Risiken, partielle Proselektion der weggehenden/ausbleibenden „schlechten“ Risiken).
Bei B treten hinsichtlich hinzukommender für ihn jeweils spezifisch „guter“ bzw. „schlechter“ Risiken ebenfalls Pro- bzw. Antiselektionseffekte auf.
Für die Selektionsprozesse zwischen B mit der (gegenüber A) niedrigeren einheitlichen absoluten NRP und C mit den einheitlich relativ zu hohen NRPn kann dann die obige Analyse herangezogen werden.

In entsprechender Weise ist bei den **Konstellationen K4 ff**. zu verfahren:

Zunächst kann die Anzahl der Versicherer, denen Risiken verbleiben, *immer auf zwei reduziert werden*, und zwar durch folgende ***Ausschlüsse*** (wobei bereits hier dann schon entsprechende Selektionsprozesse wie in den obigen Abschnitten identifiziert werden können):

- Wenn in einer Konstellation *zwei Versicherer* mit *jeweils einheitlichen absoluten NRPn* vorkommen, dann hat im Modell derjenige mit der höheren NRP keine Risiken mehr (zu den Selektionsprozessen vgl. oben R/a-2/2 etc.).

- Wenn *zwei Versicherern mit jeweils einheitlich relativ-abweichenden NRPn* vorkommen, dann hat derjenige mit den einheitlich relativ (prozentuell) höheren Prämien keine Risiken mehr (zu den Selektionsprozessen vgl. oben R/r-2/2 etc.).

- Ein *Versicherer mit risikoäquivalenten NRPn* hat in einer Konstellation, wo es einen *Versicherer mit einheitlich relativ (prozentuell) zu niedrigen NRPn* gibt, keine Risiken mehr (zu den Selektionsprozessen vgl. oben R/r-1/2 etc.).

- Ein *Versicherer mit einheitlich relativ (prozentuell) zu hohen NRPn* hat, wenn es *einen Versicherer mit risikoäquivalenten NRPn* gibt, keine Risiken mehr (zu den Selektionsprozessen vgl. oben R/r-1/2 etc.).

Für die Selektionsprozesse zwischen den dann jeweils letztlich *nur zwei übrigbleibenden* Versicherern kann dann auf die vorliegenden Analysen zurückgegriffen werden (vgl. die folgende Abbildung):

	Versicherer mit risikoäquivalenter NRP	**Versicherer mit einheitlich relativ (prozentuell) zu hohen NRPn**	**Versicherer mit einheitlich relativ (prozentuell) zu niedrigen NRP**
Versicherer mit einheitlich absoluter NRP	siehe oben **R/a-1/2** („klassische Konstellation“)	siehe oben **R/a-1/2*R/r-1/2, Fall (I)**	siehe oben **R/a-1/2*R/r-1/2, Fall (II)**

Abb. 23: Vorliegende Selektionsanalyse-Module für die aus multilateralen Konstellationen jeweils dann letztlich im Modell nur verbleibenden zwei Versicherer

2.3. Mangelnde Risikoäquivalenz (R): Umverteilungsprozesse

Unter ***Umverteilung***[54] ist hier zu verstehen, dass es *durch eine bestimmte Ursache* oder einen Ursachenkomplex bei einem Wirtschaftssubjekt zu einer *Erhöhung des Vermögenserwartungswertes* kommt und bei einem anderen Wirtschaftssubjekt zu einer *entsprechenden Verminderung des Vermögenserwartungswertes* in *derselben Höhe*.

Es liegt hier also – da ja auf *Erwartungswerte* des Vermögens abgestellt wird - eine Betrachtung aus einer Perspektive *vor Beginn der betreffenden Periode* (*ex ante*) zugrunde und also nicht um eine Betrachtung aus einer Perspektive nach dem Ende der betreffenden Periode (ex post).

Da in dieser Ex-ante-Perspektive bei der Ermittlung von Beträgen der Umverteilung im vorliegenden Kontext immer zumindest ein mathematischer Erwartungswert (als Kenngröße für eine zugrundliegende Wahrscheinlichkeitsverteilung - etwa von versicherten Schäden der Periode) herangezogen wird, sind diese Beträge der Umverteilung an sich eigentlich nicht deterministisch.

Man ist daher versucht, in dieser Ex-ante-Perspektive bei der Berechnung von Änderungen von Vermögenserwartungswerten von einem „*Erwartungswert der Umverteilung*" zu sprechen, da im vorliegenden Kontext die möglichen Beträge der Umverteilung ja von stochastischen Größen abhängen, also selbst zufallsabhängig sind bzw. sich dann in einer Zufallsvariablendarstellen lassen.

Andererseits ist der Erwartungswert etwa einer Wahrscheinlichkeitsverteilung von versicherten Schäden einer Periode ein bestimmter numerischer Wert, und wenn etwa eine Differenz zur NRP berechnet wird, dann ist diese Differenz eben kein Erwartungswert, sondern ein bestimmter numerischer Wert.

Als Lösung wird im Folgenden die Formulierung *„Betrag der Umverteilung (ex ante)"* gewählt.

„Betrag" kann im Folgenden in zweifachen Sinne verwendet werden:

(1.) im Sinne von *Geldbetrag*;

(2.) im Sinne des *mathematischen Betrages* (auch: *absoluter Betrag,* $|x|$), da bei der Berechnung von Umverteilungen ja der Umverteilungsbetrag im Sinne von (1.) ja einmal negativ ist (negativer Änderung des Vermögenserwartungswertes; Vermögensnachteil) und einmal positiv ist (positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes; Vermögensvorteil), und wenn

[54] Zu Umverteilungen im Bereich der Versicherung vgl. auch Eszler, Erwin: Umverteilungseffekte in der Individualversicherung, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 45. Jg., 1994, Heft 17, S. 414-419; Eszler, Erwin: Gibt es den umverteilungsfreien Sicherheitszuschlag im Versicherungsentgelt?, in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft (ZVersWiss), 99. Jg., 2010, Heft 1, S. 65-82; Eszler, Erwin: Der umverteilungsfreie Versicherungsbegriff, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 45. Jg., 1994, Heft 20, S. 518-521; Eszler, Erwin: Logik der reinen Versicherung, Nr. 4 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/4301/ ; Eszler, Erwin: Ändert Versicherung die Vermögensverteilung? / Umverteilungseffekte im Versicherungswesen - Ein multidimensionales Systematisierungsmodell, in: Versicherungs-wirtschaft (VW), 62. Jg., 2007, Heft 13, S. 1053-1057; Eszler, Erwin. 2013. Hochwasser-Risiken: Keine Umverteilung unter dem Deckmantel der Versicherung!, in: risControl, 34. Jg., 2013, Nr. 07, S. 24-27.

auf die Umverteilungswirkung insgesamt abgestellt wird, dann sind mit dem mathematischen Betrag beide Aspekte erfasst.

Bei der Berechnung von Umverteilungsbeträgen als Differenzen von NRPn und Schadenerwartungswerten im Hinblick auf Änderungen von Vermögenserwartungswerten wird von einer expliziten Berücksichtigung des Umstandes abgesehen, dass die NRP-Zahlung (in der Praxis zumeist am Beginn der Versicherungsperiode), das Anfallen der versicherten Schäden bzw. der entsprechenden Schadenvergütungen (während der Versicherungsperiode) und der Vermögenserwartungswert (für das Ende der Versicherungsperiode) sich auf verschiedene Zeitpunkte beziehen und alle diese Werte daher für eine Vergleichbarkeit jeweils entweder abgezinst (Barwerte) oder aber aufgezinst (Endwerte) werden müssten. Hierbei und im Folgenden wird hingegen implizit immer davon ausgegangen, dass für die Berechnung des Erwartungswertes der versicherten Schäden $E(X_i)$ die in der zugrundeliegenden Wahrscheinlichkeitsverteilung enthaltenen versicherten Schäden x_{ij} (bzw. Schadenvergütungen des Versicherers) *auf das Ende der betreffenden Periode aufgezinst* wurden (*Endwert*), sodass der Erwartungswert der versicherten Schäden $E(X_i)$ und Vermögenserwartungswerte - z. B. des betreffenden Versicherungsnehmers $E(V_i)$ - auf den selben Zeitpunkt bezogen sind, nämlich auf das Ende der Periode. Ebenso wird implizit davon ausgegangen, dass auch die NRP-Zahlung auf das Ende der Periode aufgezinst wurde. Damit sind alle Beträge einheitlich als Endwerte zu verstehen.

In den Darstellungen zu Umverteilungen hier im Zusammenhang mit der Referenzgröße „Risikoäquivalenz“ bleibt – wie auch in diesbezüglichen herkömmlichen Darstellungen - *unberücksichtigt*, dass - wie im Abschnitt über die Referenzgröße „Leistungsäquivalenz“ ausgeführt – *auch bereits eine risikoäquivalente NRP für den Versicherungsnehmer im realistischen Fall einer Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers $\rho>0$ bzw. einer Leistungswahrscheinlichkeit des Versicherers $(1-\rho)<1$ zu einer Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers führt*. Es bleibt vielmehr hier die Leistungswahrscheinlichkeit des Versicherers gänzlich unberücksichtigt bzw. wird damit *implizit eine Leistungswahrscheinlichkeit des Versicherers von $(1-\rho)=1$ unterstellt*.

2.3.1. Kalkulationsmangel „einheitliche absolute NRP“ (R/a): Umverteilung

2.3.1.1. Umverteilung: Konstellation R/a-1/1: ein Versicherer: unilaterale einheitliche absolute NRP: individuelle Umverteilung zwischen Versicherungsnehmern und Versicherer

In herkömmlicher Betrachtungsweise[55] wird von einem Versicherer ausgegangen, der eine einheitliche absolute NRP=const. (im Folgenden „NRP_c“) trotz verschieden hoher Erwartungswerte der versicherten Schäden $E(X_i)$ bei den einzelnen Risiken X_i verrechnet.

In einem ersten Schritt sollen hier zunächst nur *Umverteilungen (ex ante) zwischen den Ver-*

[55] Vgl. hierzu etwa Karten, Walter: Das Einzelrisiko und seine Kalkulation, in: Große, W. / Müller-Lutz, H. L. / Schmidt, R. (Hrsg.): Versicherungsenzyklopädie, 4. Auflage, Band 2, Wiesbaden 1991, S. 265-268.

mögenserwartungswerten der einzelnen Versicherungsnehmer $E(V_i)$, und dem Vermögenserwartungswert des Versicherers $E(V_V)$ betrachtet werden, nicht aber Umverteilungen (ex ante) zwischen den Vermögenserwartungswerten von Versicherungsnehmern.

Bei allen Versicherungsnehmern mit Risiken mit $E(X_{i;g})<NRP_c$ („gute Risiken" aus der Sicht des Versicherers) kommt es jeweils zu einer negativen Veränderung des Vermögenserwartungswertes $\Delta E(V_{i;g})<0$ in Höhe von $\Delta E(V_{i;g})= E(X_{i;g})-NRP_c$, also zu einer Verminderung des Vermögenserwartungswertes und somit einem Vermögensnachteil. Zugleich kommt es beim Versicherer V zu einer positiven Veränderung des Vermögenserwartungswerts $\Delta E(V_V)>0$ in Höhe von $\Delta E(V_V)=NRP_c-E(X_{i;g})$, also zu einer Erhöhung des Vermögenserwartungswertes und somit einem Vermögensvorteil. Der *Betrag der individuellen Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers* $E(V_{i,g})$ *zum Vermögenserwartungswert des Versicherers* $E(V_V)$ *bei Versicherung eines Risikos $X_{i,g}$* beträgt somit $|U_{i;g}: E(V_{i;g})\rightarrow E(V_V)| = |NRP_c- E(X_{i;g})|$.

Bei allen Versicherungsnehmern mit Risiken mit $E(X_{i;s})>NRP_c$ („schlechte Risiken" aus der Sicht des Versicherers) kommt es jeweils zu einer positiven Veränderung des Vermögenserwartungswertes $\Delta E(V_{i;s})>0$ in Höhe von $\Delta E(V_{i,s})= E(X_{i;s})-NRP_c$, also zu einer Erhöhung der Vermögenserwartungswertes und somit einem Vermögensvorteil. Zugleich kommt es beim Versicherer V zu einer negativen Veränderung des Vermögenserwartungswerts $\Delta E(V_V)<0$ in Höhe von $\Delta E(V_V)=NRP_c- E(X_{i;s})$, also zu einer Verminderung des Vermögenserwartungswertes und somit einem Vermögensnachteil. Der *Betrag der individuellen Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherers* $E(V_V)$ *zum Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers* $E(V_{i;s})$ *bei Versicherung eines Risikos $X_{i,s}$* beträgt somit $|U_{i,s}: E(V_V)\rightarrow E(V_{i,s})| = |NRP_c- E(X_{i;s})|$.

<u>Rechenbeispiel „gutes Risiko" mit $E(X_{a;g})<NRP_c$:</u>
Annahmen:
NRP_c=100,00 € (einheitliche absolute NRP)
$E(X_{a;g})$=80,00 € (Erwartungswert der versicherten Schäden für das Risiko a)
→ Veränderung des Vermögenserwartungswertes des betreffenden Versicherungsnehmers in Höhe von $\Delta E(V_{a,g})=E(X_{a;g})-NRP_c$=80,00-100,00=-20,00 €, also Verminderung;
→ Veränderung des Vermögenserwartungswertes des betreffenden Versicherers in Höhe von $\Delta E(V_V)=NRP_c-E(X_{a;g})$=100,00-80,00=+20,00 €, also Erhöhung;
→ *Betrag der individuellen Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers* $E(V_{a;g})$ *zum Vermögenserwartungswert des Versicherers* $E(V_V)$ bei Versicherung des Risikos $X_{a;g}$ daher
$|U_{a;g}: E(V_{i;g})\rightarrow E(V_V)| = |NRP_c-E(X_{a;g})| = |100{,}00-80{,}00| =20{,}00$ €.

<u>Rechenbeispiel „schlechtes Risiko" $E(X_{b;s})>NRP_c$:</u>
Annahmen:
NRP_c=100,00 € (einheitliche absolute NRP)
$E(X_{b;s})$=110,00 € (Erwartungswert der versicherten Schäden für das Risiko b)
→ Veränderung des Vermögenserwartungswertes des betreffenden Versicherungsnehmers in Höhe von $\Delta E(V_{b;s})=E(X_{b;s})-NRP_c$=110,00-100,00=+10,00 €, also Erhöhung;
→ Veränderung des Vermögenserwartungswertes des betreffenden Versicherers in Höhe von $\Delta E(V_V)=NRP_c-E(X_{b;s})$=100,00-110,00=-10,00 €, also Verminderung;
→ *Betrag der individuellen Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherers* $E(V_V)$ *zum Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers* $E(V_{b;s})$ bei Versicherung des Risikos $X_{b;s}$ daher $|U_{b,s}: E(V_V)\rightarrow E(V_{b;s})| = |NRP_c-E(X_{b;s})| = |100{,}00-110{,}00| =10{,}00$ €.

2.3.1.2. Umverteilung: Konstellation R/a-1/1: ein Versicherer: unilaterale einheitliche absolute NRP: totale kollektive Umverteilung zwischen Versicherungsnehmern einer Periode im Fall einer exakten Durchschnittsprämie

In einem zweiten Schritt werden nun in traditioneller Betrachtungsweise[56] *Umverteilungen zwischen Versicherungsnehmern* betrachet, wobei angenommen wird, dass der Versicherer die erwarteten Mittel aus der Versicherung von Risiken mit $E(X_{i;g})<NRP_c$ (also zu hoher NRP) zur Deckung der erwarteten Schäden aus der Versicherung von Risiken mit $E(X_{i;s})>NRP_c$ (also zu niedriger NRP) verwendet.[57]

Dabei soll hier zunächst der Fall einer exakten Durchschnitsprämie betrachtet werden:

Im Falle einer Durchschnittsprämie entspricht im gedanklichen Idealfall[58] bei den m Risiken mit $E(X_{i;g})<NRP_c$ die (positive) Summe aller m einzelnen Abweichungen

$$\sum_{i=1}^{m}[\mathrm{NRP_c} - \mathrm{E}(\mathrm{X_{i;g}})\ ]$$

dem (mathematischen) Betrag der (negativen) Summe aller n Abweichungen bei den n Risiken mit $E(X_{i;s})>NRP_c$

$$\left|\ \sum_{i=1}^{n}[\mathrm{NRP_c} - \mathrm{E}(\mathrm{X_{i;s}})]\right|$$

also

$$\sum_{i=1}^{m}[\mathrm{NRP_c} - \mathrm{E}(\mathrm{X_{i,g}})\ ] = \left|\ \sum_{i=1}^{n}[\mathrm{NRP_c} - \mathrm{E}(\mathrm{X_{i,s}})]\right|$$

und es kommt letztlich[59] nicht zu einer kollektiven Umverteilung zwischen der Gesamtheit der Versicherungsnehmer und dem Versicherer.

---

[56] Vgl. etwa Vgl. hierzu etwa Karten, Walter: Das Einzelrisiko und seine Kalkulation, in: Große, W. / Müller-Lutz, H. L. / Schmidt, R. (Hrsg.): Versicherungsenzyklopädie, 4. Auflage, Band 2, Wiesbaden 1991, S. 265-268.

[57] Von dieser Mittelverwendung in Art einer „Subventionierung" der Risiken mit zu niedriger NRP [hier geht es um die unterschiedlichen *Erwartungswerte* der Versicherungsleistungen $E(X_i)$ bei den einzelnen Risiken (ex ante)] ist ganz klar die Verwendung von eingenommenen Prämien zur Erbringung von Versicherungsleistungen zu unterscheiden [hier geht es um die *Streuung der effektiven Schäden um den Erwartungswert* der versicherten Risiken (ex post); bei individuell-risikoäquivalenten NRPn kommt es hierbei *nicht* zu Umverteilungen; ein Versicherungsnehmer mit einem versicherten Schaden von 0,00 €, der vom Versicherer daher eine Leistung 0,00 € erhält, hat dadurch keine Änderung seines Vermögenserwartungswertes; und ein Versicherungsnehmer mit einem versicherten Schaden von 10.000,00 €, der vom Versicherer daher eine Leistung von 10.000,00 € erhält, hat dadurch ebenfalls keine Änderung seines Vermögenserwartungswertes]. Vgl. hierzu auch Karten, Walter: Das Einzelrisiko und seine Kalkulation, in: Große, W. / Müller-Lutz, H. L. / Schmidt, R. (Hrsg.): Versicherungsenzyklopädie, 4. Auflage, Band 2, Wiesbaden 1991, S. 268.

[58] Bestandsveränderungen (Fluktuation) sowie Änderungen bei den versicherten Risiken während der Periode sind hier ausgeblendet.

[59] Man könnte freilich diese Umverteilung (ex ante) auch zunächst in zwei Schritte zerlegen: (1.) totale kollektive Umverteilung (ex ante) vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit den m

Es kommt aber in diesem Fall, wenn die kollektiven „Überschüsse“ (ex ante)

$$\sum_{i=1}^{m}[\mathrm{NRP_c} - \mathrm{E}(\mathrm{X_{i;g}})]\ |$$

zur Deckung der kollektiven „Unterdeckungen“ (ex ante)

$$\sum_{i=1}^{n}[\mathrm{NRP_c} - \mathrm{E}(\mathrm{X_{i;s}})]$$

herangezogen werden, zu einer *totalen kollektiven Umverteilung (ex ante) von den Versicherungsnehmern mit den Risiken $E(X_{i;g})<NRP_c$ zu den Versicherungsnehmern mit den Risiken $E(X_{i;s})>NRP_c$.*

Der mathematische Betrag der kollektiven (negativen) Änderung des Vermögenserwartungswertes der Versicherungsnehmer mit Risiken mit $\mathrm{E(X_{i;g})<NRP}$

$$\left|\sum_{i=1}^{m}[\Delta\mathrm{E}(\mathrm{V_{i;g}})]\right| = \left|\sum_{i=1}^{m}[\mathrm{E}(\mathrm{X_{i;g}}) - \mathrm{NRP_c}]\right|$$

ist hier genau so groß wie der Betrag der kollektiven (positiven) Änderung des Vermögenserwartungswertes der Versicherungsnehmer mit Risiken mit $\mathrm{E(X_{i;s})>NRP}$

$$\sum_{i=1}^{n}[\Delta\mathrm{E}(\mathrm{V_{i;s}})] = \sum_{i=1}^{n}[\mathrm{E}(\mathrm{X_{i;s}}) - \mathrm{NRP_c}]$$

also

$$\left|\sum_{i=1}^{m}[\Delta\mathrm{E}(\mathrm{V_{i;g}})]\right| = \left|\sum_{i=1}^{m}[\mathrm{E}(\mathrm{X_{i;g}}) - \mathrm{NRP_c}]\right| = \sum_{i=1}^{n}[\Delta\mathrm{E}(\mathrm{V_{i;s}})] = \sum_{i=1}^{n}[\mathrm{E}(\mathrm{X_{i;s}}) - \mathrm{NRP_c}]$$

Der *Betrag dieser totalen Umverteilung* $\mathrm{U_t}$ (ex ante) zwischen den jeweils kollektiven Vermögenserwartungswerten der beiden Gruppen der Versicherungsnehmer $\mathrm{V_{k,g}}$ bzw. $\mathrm{V_{k,s}}$ beträgt dann ebenfalls

$$\left|\mathrm{U_{k;t}}\colon \mathrm{E(V_{k;g})} \to \mathrm{E(V_{k;s})}\right| = \left|\sum_{i=1}^{m}[\Delta\mathrm{E}(\mathrm{V_{i;g}})]\right| = \left|\sum_{i=1}^{m}[\mathrm{E}(\mathrm{X_{i;g}}) - \mathrm{NRP_c}]\right|$$
$$= \left|\sum_{i=1}^{n}[\Delta\mathrm{E}(\mathrm{V_{i;s}})]\right| = \left|\sum_{i=1}^{n}[\mathrm{E}(\mathrm{X_{i;s}}) - \mathrm{NRP_c}]\right|$$

Rechenbeispiel:

Risiken mit $\mathrm{E(X_{i;g})<NRP_c}$ zum Vermögenserwartungswert des Versicherers, dann (2.) totale kollektive Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherers zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit den n Risiken mit $\mathrm{E(X_{i;s})>NRP_c}$.

Annahmen:
NRP_c=100,00 €.
Es gebe m=120 Risiken mit $E(X_{i;g})<NRP_c$, vereinfachend wird angenommen, alle diese Risiken hätten einheitlich einen Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_{i;g})$=80,00 €.
Dann gebe es n=60 Risiken mit $E(X_{i;s})>NRP_c$, vereinfachend wird angenommen, alle diese Risiken hätten einheitlich einen Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_{i;s})$=140,00 €.

Somit

$$\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V}_{\mathrm{i;g}}\right) = \mathrm{E}\left(\mathrm{X}_{\mathrm{i;g}}\right) - \mathrm{NRPc} = 80 - 100 = -20{,}00\ €$$

$$\sum_{i=1}^{m=120} \left[\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V}_{\mathrm{i;g}}\right)\right] = \sum_{i=1}^{m=120} \left[\mathrm{E}\left(\mathrm{X}_{\mathrm{i;g}}\right) - \mathrm{NRPc}\right] = 120 \cdot (-20{,}00) = -2400{,}00\ €$$

bzw.

$$\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V}_{\mathrm{i;s}}\right) = \mathrm{E}\left(\mathrm{X}_{\mathrm{i;s}}\right) - \mathrm{NRPc} = 140 - 100 = +40{,}00\ €$$

$$\sum_{i=1}^{n=60} \left[\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V}_{\mathrm{i,s}}\right)\right] = \sum_{i=1}^{n=60} \left[\mathrm{E}\left(\mathrm{X}_{\mathrm{i,s}}\right) - \mathrm{NRPc}\right] = 60 * 40 = +2400{,}00\ €$$

und somit

$$\left| -\sum_{i=1}^{m} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{\mathrm{i;g}})] \right| = \left| \sum_{i=1}^{n} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{\mathrm{i;s}})] \right|$$

bzw. konkret

$$\left| [-2400{,}00] \right| = +2400{,}00$$

Der *Betrag der totalen Umverteilung* (ex ante) vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit $E(X_{i;g})<NRP_c$ zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit $E(X_{i;s})>NRP_c$ beträgt also 2400,00 €:

$$\left| \mathrm{U}_{\mathrm{k;t}}\text{: } \mathrm{E}(\mathrm{V}_{\mathrm{k;g}}) \rightarrow \mathrm{E}(\mathrm{V}_{\mathrm{k;s}}) \right| = 2400{,}00\ €$$

kollektive negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes von m=120 Versicherungsnehmern mit Risiken $E(X_{i;g})<NRP_c$ in Höhe von $\Delta E(V_{k;g})=-2400{,}00$ €	→	kollektive positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes von n=60 Versicherungsnehmern mit Risiken $E(X_{i;s})>NRP_c$ in Höhe von $\Delta E(V_{k;s})=+2400{,}00$ €

Abb. 24: Totale kollektive Umverteilung (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern einer Periode bei einer einheitlichen absoluten NRP_c im Falle einer exakten Durchschnittsprämie und bei Konstanz der Risken

2.3.1.3. Umverteilung: Konstellation R/a-1/1: ein Versicherer: unilaterale einheitliche absolute NRP: partielle kollektive Umverteilung zwischen Versicherungsnehmern einer Periode und partielle kollektive Umverteilung von Versicherungsnehmern zum Versicherer (Fall I)

Wenn hingegen bei einer einheitlichen absoluten NRP_c die Summe aller m Abweichungen bei den Risiken mit $E(X_{i;g})<NRP_c$ nicht der Summe aller n Abweichungen bei den Risiken mit $E(X_{i;s})> NRP_c$ entspricht, dann kann es neben der jedenfalls eintretenden partiellen Umverteilung (ex ante) zwischen den kollektiven Vermögenserwartungswerten der beiden Gruppen der betreffenden Versicherungsnehmer $U_{k;p}$: $E(V_{k;g})\rightarrow E(V_{k;s})$ auch zu einer partiellen Umverteilung (ex ante) zwischen dem kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit den Risiken mit $E(X_{i;g})<NRP_c$ und dem Vermögenserwartungswert des Versicherers $U_{k;p}$:$E(V_{k;g})\rightarrow E(V_V)$ kommen (Fall I) oder aber zu einer Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherers zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit den Risiken mit $E(X_{i;s})>NRP_c$, also U_k: $E(V_V)\rightarrow E(V_{k:s})$ (Fall II) kommen.

Hier wird zunächst der Fall (I) betrachtet.

Im Fall (I) von

$$\sum_{i=1}^{m}[\mathrm{NRP_c}-\mathrm{E}(\mathrm{X_{i;g}})] > \left|\sum_{s=1}^{n}[\mathrm{NRP_c}-\mathrm{E}(\mathrm{X_{i;s}})]\right|$$

ergibt sich eine positive Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers $\Delta\mathrm{E}(\mathrm{V_V}) > 0$ in Höhe von

$$\Delta\mathrm{E}(\mathrm{V_V}) = \sum_{i=1}^{m}[\mathrm{NRP_c}-\mathrm{E}(\mathrm{X_{i;g}})] - \left|\sum_{i=1}^{n}[\mathrm{NRP_c}-\mathrm{E}(\mathrm{X_{i;s}})]\right|$$

und somit also eine Erhöhung des Vermögenerwartungswertes des Versicherers.

Zugleich stellt dieser Betrag auch den *Betrag der partiellen Umverteilung (ex ante) vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit den m Risiken mit* $E(X_{i;g})<NRP_c$ *zum Vermögenserwartungswert des Versicherers* dar:
$\left| U_{k,p}: E(V_{k;g}) \rightarrow E(V_V) \right|$.

Anders ausgedrückt ist dies der mathematische Betrag der kollektiven negativen Änderung des Vermögenserwartungswertes der Versicherungsnehmer mit m Risiken mit $E(X_{i;g})<NRP_c$ abzüglich des kollektiven Erwartungswertes der Unterdeckung (bzw. der kollektiven positiven Änderung des Vermögenserwartungswertes der betreffenden Versicherungsnehmer) bei den n Risiken mit $E(X_{i;s})>NRP_c$.

Der kollektive Erwartungswert der Unterdeckung bei den n Risiken $E(X_{i;s})>NRP_c$ stellt dann genau den Betrag der *kollektiven Umverteilung (ex ante) vom partiellen kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit den m Risiken mit* $E(X_{i;g})<NRP_c$ *zum totalen kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit den n Risiken mit* $E(X_{i;s})>NRP_c$ dar:

$$\left| U_{k;p}: E(V_{k;g}) \rightarrow E(V_{k;s}) \right| = \left| \sum_{i=1}^{n} [NRP_c - E(X_{i;s})] \right|$$

Die gesamte Umverteilung (ex ante) im Fall I setzt sich also zusammen aus

(1.) der *kollektiven partiellen Umverteilung* $U_{k;p}$ *(ex ante)* von kollektiven Vermögenserwartungswert $E(V_{k;g})$ der Versicherungsnehmer mit den m Risiken mit $E(X_{i;g})<NRP_c$ zum kollektiven Vermögenserwartungswert $E(V_{k;s})$ der Versicherungsnehmer mit den n Risiken mit $E(X_{i;s})>NRP_c$ mit einem Betrag der Umverteilung (ex ante) von

$$\left| U_{k;p}: E(V_{k;g}) \rightarrow E(V_{k;s}) \right| = \left| \sum_{i=1}^{n} [NRP_c - E(X_{i;s})] \right|$$

(2.) der *kollektiven partiellen Umverteilung* $U_{k;p}$ *(ex ante)* vom kollektiven Vermögenserwartungswert $E(V_{k;g})$ der Versicherungsnehmer mit den m Risiken mit $E(X_{i;g})<NRP_c$ zum Vermögenserwartungswert des Versicherers $E(V_V)$ mit einem Betrag der Umverteilung (ex ante) von

$$\begin{aligned} \left| U_{k;p}: E(V_{k;g}) \rightarrow E(V_V) \right| &= \sum_{i=1}^{m} [\Delta E(V_{i,g})] - \left| \sum_{i=1}^{n} [NRP_c - E(X_{i,s})] \right| \\ &= \sum_{i=1}^{m} [NRP_c - E(X_{i;g})] - \left| \sum_{i=1}^{n} [NRP_c - E(X_{i,s})] \right| \end{aligned}$$

Und es gilt für den *Betrag der totalen kollektiven Umverteilung (ex ante)*

$$\begin{aligned} &\left| U_{k,t}: E(V_{i,g}) \rightarrow E(V_{i;s});\ E(V_{i;g}) \rightarrow E(V_V) \right| \\ &= \left| U_{k;p}: E(V_{i;g}) \rightarrow E(V_{i;s}) \right| + \left| U_{k;p}: E(V_{i;g}) \rightarrow E(V_V) \right| \end{aligned}$$

und

$$\left| U_{k;p}: E(V_{i;g}) \to E(V_{i;s}) \right| + \left| U_{k;p}: E(V_{i;g}) \to E(V_V) \right|$$

$$= \left| \sum_{i=1}^{n} [NRP_c - E(X_{i,s})] \right| + \sum_{i=1}^{m} [\Delta E(V_{i,g})] - \left| \sum_{i=1}^{n} [NRP_c - E(X_{i,s})] \right|$$

$$= \sum_{i=1}^{m} [\Delta E(V_{i,g})] = \sum_{i=1}^{m} [NRP_c - E(X_{i;g})]$$

Damit ist also (gleichsam als Kontrollrechnung) die gesamte, totale Umverteilung (ex ante) weg vom kollektiven Vermögen $E(V_{k;g})$ der Versicherungsnehmer mit den m Risiken mit $E(X_{i;g})<NRP_c$ erfasst.

<u>Rechenbeispiel:</u>

NRP_c = 100,00 €.
Es gebe m=120 Risiken mit $E(X_{i;g})<NRP_c$, vereinfachend wird angenommen, alle diese Risiken hätten einheitlich einen Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_{i;g})$=80,00 €. Dann gebe es n=40 Risiken mit $E(X_{i;s})>NRP_c$, vereinfachend wird angenommen, alle diese Risiken hätten einheitlich einen Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_{i;s})$=140,00 €.

Somit

$$\Delta E(V_{i;g}) = E(X_{i;g}) - NRP_c = 80 - 100 = -20{,}00\,€$$

$$\sum_{i=1}^{m} [\Delta E(V_{i;g})] = \sum_{I=1}^{m=120} [E(X_{i,g}) - NRPc] = 120 * (-20) = -2400{,}00\,€$$

und

$$\Delta E(V_{i;s}) = E(X_{i;s}) - NRP_c = 140 - 100 = +40{,}00\,€$$

$$\sum_{i=1}^{n} [\Delta E(V_{i:s})] = \sum_{i=1}^{40} [E(X_{i;s}) - NRP_c] = 40 * 40 = +1600{,}00\,€$$

und somit

$$\left| \sum_{i=1}^{m} [\Delta E(V_{i,g})] \right| > \sum_{i=1}^{n} [\Delta E(V_{i,s})]$$

bzw. konkret

$$|-2400\,€| > 1600\,€$$

1600 € ist somit auch der Betrag der partiellen kollektiven Umverteilung (ex ante) vom kollektiven Vermögenserwartungswert $E(V_{k;g})$ der Versicherungsnehmer mit den m Risiken mit $E(X_{i;g})<NRP_c$ zum kollektiven Vermögenserwartungswert $E(V_{k;s})$ der Versicherungsnehmer mit den n Risiken mit $E(X_{i;s})>NRP_c$.

Die Differenz

$$\left| \sum_{i=1}^{m}[\Delta E(V_{i;g})] \right| - \sum_{I=1}^{n}[\Delta E(V_{i;s})]$$

ist dann konkret

2400-1600 = 800,00 €

und somit die positive Veränderung des Vermögenswartungswertes des Versicherers: $\Delta E(V_V)$=800,- €.

Dies ist zugleich der *Betrag der kollektiven Umverteilung* (ex ante) *von kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmern* mit $E(X_{i;g})<NRP_c$ *zum Vermögenserwartungswert des Versicherungsunternehmens*.

Es kommt also hier insgesamt zu *zwei Umverteilungen* (ex ante):

(1.) Partielle kollektive Umverteilung (ex ante) *vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer* mit Risiken $E(X_{i;g})<NRP_c$ *zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer* mit Risiken $E(X_{i;s})>NRP$ mit einem *Betrag der Umverteilung (ex ante)* von 1600,- €;

(2.) Partielle kollektive Umverteilung (ex ante) *vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer* mit Risiken $E(X_{i;g})<NRP_c$ *zum Vermögenserwartungswert des Versicherer* smit einem *Betrag der Umverteilung (ex ante)* von 800,- €.

Der kollektiven negativen Veränderung des Vermögenserwartungswertes von Versicherungsnehmern mit Risiken $E(X_{i;g})<NRP_c$ in Höhe von $\Delta E(V_{k,g})$=-2400,- €.

stehen also

- die kollektive positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes von Versicherungsnehmern mit Risiken $E(X_{i;s})>NRP_c$ in Höhe von $\Delta E(V_{k,s})$=+1600,- € sowie

- die positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers in Höhe von $\Delta E(V_V)$=+800,- €

gegenüber (vgl. hierzu auch die folgende Abbildung).

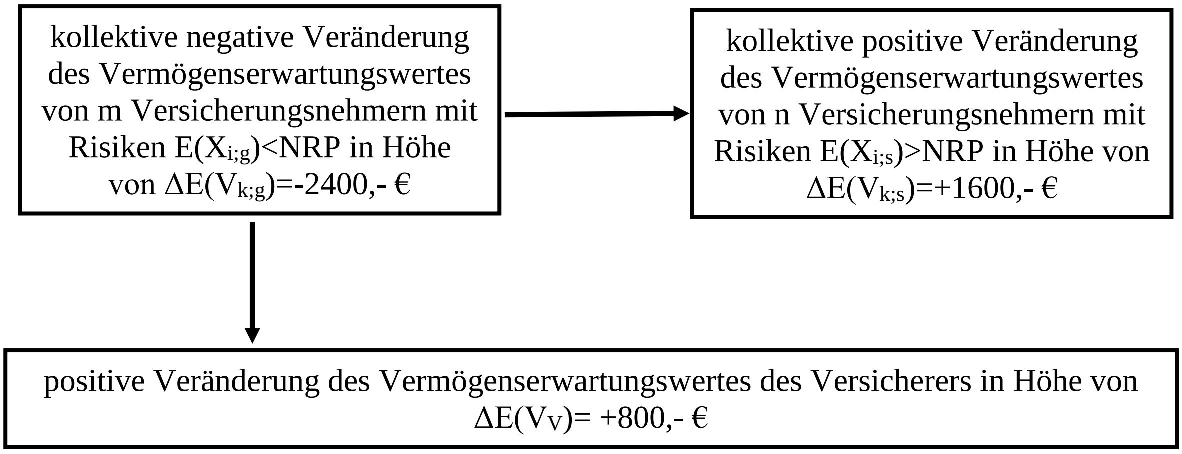

Abb. 25: Partielle kollektive Umverteilung (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern einer Periode und partielle kollektive Umverteilung von Versicherungsnehmern zum Versicherer bei einer einheitlichen absoluten NRP_c im Rechenbeispiel zu Fall I

2.3.1.4. Umverteilung: Konstellation R/a-1/1: ein Versicherer: unilaterale einheitliche absolute NRP: totale kollektive Umverteilung zwischen Versicherungsnehmern einer Periode und Umverteilung vom Versicherer zu Versicherungsnehmern (Fall II)

Im Fall II hingegen mit

$$\left| \sum_{i=1}^{m} [\Delta E(V_{i;g})] \right| < \sum_{i=1}^{n} [\Delta E(V_{i;s})]$$

ergibt sich eine negative Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers von $\Delta E(V_V)$ von

$$\Delta E(V) = \sum_{i=1}^{n} [\Delta E(V_{i;s})] - \left| \sum_{i=1}^{m} [\Delta E(V_{i;g})] \right|$$

also eine Verminderung des Vermögenerwartungswertes des Versicherers. Diese ist genau so groß wie die kollektive positive Änderung des Vermögenserwartungswertes der Versicherungsnehmer mit Risiken mit $E(X_{i;s})$>NRP_c abzüglich des kollektiven Erwartungswertes der Überschüsse (bzw. der kollektiven negativen Änderung des Vermögenserwartungswertes der betreffenden Versicherungsnehmer) bei den Risiken mit $E(X_{i;g})$<NRP_c.

<u>Rechenbeispiel:</u>

NRP_c=100,00 €.
Es gebe m=60 Risiken mit $E(X_{i;g})$<NRP_c, vereinfachend wird angenommen, alle diese Risiken hätten einheitlich einen Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_{i;g})$=80,00 €.

Dann gebe n=40 Risiken mit $E(X_{i;s})>NRP_c$, vereinfachend wird angenommen, alle diese Risiken hätten einheitlich einen Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_{i;s})=140{,}00$ €.

Somit $\Delta E(V_{i;g})= E(X_{i;g})-NRP_c=80-100=-20{,}00$ €

$$\sum_{i=1}^{m}\left[\Delta E\left(V_{i;g}\right)\right] = \sum_{i=1}^{60}\left[\Delta E\left(V_{i;g}\right)\right] = 60 \cdot [-20] = -1200{,}00\,€$$

$\Delta E(V_{i;s})= E(X_{i;s})-NRP_c=140-100=+40$

$$\sum_{i=1}^{n}\left[\Delta E\left(V_{i;s}\right)\right] = \sum_{i=1}^{40}\left[\Delta E\left(V_{i;s}\right)\right] = 40 \cdot [+40] = +1600{,}00\,€$$

und somit

$$\left| -\sum_{i=1}^{m}\left[\Delta E\left(V_{i,g}\right)\right] \right| < \sum_{i=1}^{n}\left[\Delta E(V_{i,s})\right]$$

bzw. konkret

$$|-1200\,€| < +1600\,€$$

Die Differenz ist dann

$$\left| -\sum_{i=1}^{m}\left[\Delta E\left(V_{i,g}\right)\right] \right| -\sum_{i=1}^{n}\left[\Delta E(V_{i,s})\right]$$

konkret

1200-1600=-400,00 €

und somit negative Veränderung des Vermögenswartungswertes des Versicherers:
$\Delta E(V_V)=-400$,- €.

Dies ist zugleich der Betrag der Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherers zu Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit $E(X_{i;s})>NRP_c$.

Es kommt also hier insgesamt zu *zwei Umverteilungen (ex ante)*:

(I) Partielle Umverteilung (ex ante) *vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer* mit Risiken $E(X_{i;g})<NRP_c$ *zum Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer* mit Risiken $E(X_{i;s})>NRP_c$ mit einem *Betrag der Umverteilung* von 1200,- €;

(II) Partielle Umverteilung (ex ante) *vom Vermögenserwartungswert des Versicherers zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer* mit Risiken $E(X_{i;s})>NRP_c$ mit einem *Betrag der Umverteilung* (ex ante) von 400,- €.

Der kollektiven positiven Veränderung des Vermögenserwartungswertes von Versicherungsnehmern mit Risiken $E(X_{i;s})>NRP_c$ in Höhe von $\Delta E(V_{k;s})=+1600,-$ €

stehen also

- die kollektive negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes von Versicherungsnehmern mit Risiken $E(X_{i;g})<NRP$ in Höhe von $\Delta E(V_{k,g})=-1200,00$ € sowie

- die negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers in Höhe von $\Delta E(V_V)=-400,-$ €

gegenüber (vgl. dazu auch die folgende Abbildung).

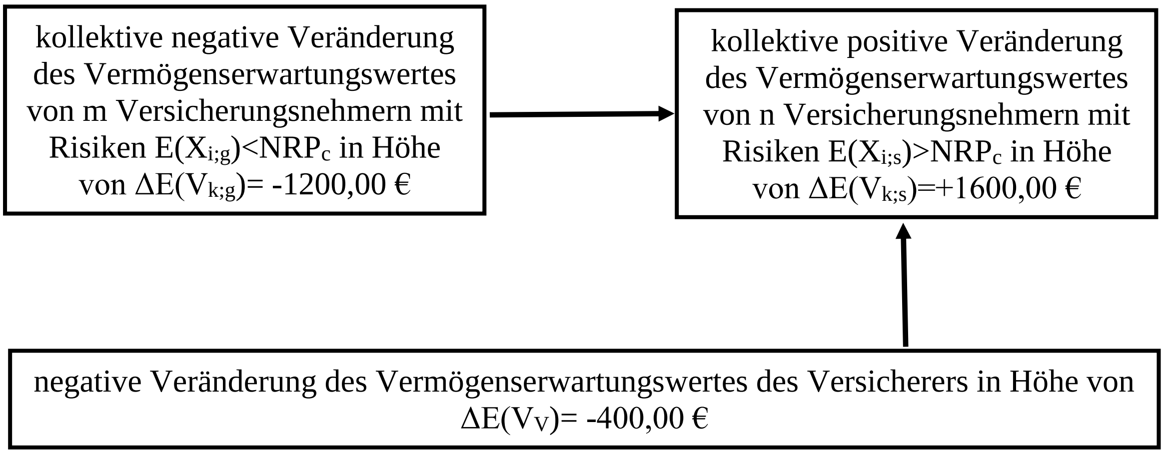

Abb. 26: Totale kollektive Umverteilung (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern einer Periode und Umverteilung vom Versicherer zu Versicherungsnehmern bei einer einheitlichen absoluten NRP_c im Rechenbeispiel zu Fall II

2.3.1.5. Umverteilung: Konstellation R/a_1/a_2-1/1: ein Versicherer: zwei verschiedene jeweils einheitliche konstante absolute NRPn für zwei Teilbestände (Sparten) von Risiken: Umverteilung zwischen Versicherungsnehmern und Versicherer

Der Ursachenzuammenhang kann nun nochmals ausgeweitet werden, indem zwei Teilbestände (Sparten A und B) mit jeweils einheitlichen absoluten NRPn betrachtet werden.

Es soll hier aber nicht mehr eine allgemeine Analyse erfolgen, sondern es sollen gleich anhand eine Rechenbeispiels die Umverteilungen gezeigt werden:

<u>Rechenbeispiel:</u>

Sparte A (wie oben):
$NRP_{c/A}=100,00$ €.

Es gebe m_A=120 Risiken mit $E(X_{i;g/A})<NRP_{c/A}$, vereinfachend wird angenommen, alle diese Risiken hätten einheitlich einen Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_{i;g/A})$=80,00 €.
Dann gebe n_A=40 Risiken mit $E(X_{i;s/A})>NRP_{c/A}$, vereinfachend wird angenommen, alle diese Risiken hätten einheitlich einen Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_{i;s/A})$=140,00 €.

Sparte B:
$NRP_{c/B}$=50,00 €.
Es gebe m_B=50 Risiken mit $E(X_{i;g/B})<NRP_{cB}$, vereinfachend wird angenommen, alle diese Risiken hätten einheitlich einen Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_{i;g/B})$=40,00 €.
Dann gebe n_B=60 Risiken mit $E(X_{i;s/B})>NRP_{c/B}$, vereinfachend wird angenommen, alle diese Risiken hätten einheitlich einen Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_{i;s/B})$=60,00 €.
Zunächst werden die negativen Veränderungen der Vermögenserwartungswerte der Versicherungsnehmer mit den Risiken mit $E(X_{i;g})<NRP_c$ in den Sparten A und B ermittelt:

$\Delta E(V_{i;g/A})=E(X_{i;g/A})-NRP_{c/A}=80-100=-20{,}00$ €

$$\sum_{i=1}^{m_A}\left[\Delta E\left(V_{i;g/A}\right)\right] = \sum_{i=1}^{120}\left[\Delta E\left(V_{i;g/A}\right)\right] = 120 \cdot [-20] = -2400{,}00\,€$$

bzw.

$\Delta E(V_{i;g/B})=E(X_{i;g/B})-NRP_{c/B}=40-50=-10{,}00$ €

$$\sum_{i=1}^{m_B}\left[\Delta E\left(V_{i;g/B}\right)\right] = \sum_{i=1}^{50}\left[\Delta E\left(V_{i;g/B}\right)\right] = 50 \cdot [-10] = -500{,}00\,€$$

Insgesamt also

$$\sum_{i=1}^{m_A}\left[\Delta E\left(V_{i;g/A}\right)\right] + \sum_{i=1}^{m_B}\left[\Delta E\left(V_{i;g/B}\right)\right] = -2400{,}00 + (-500) = -2900{,}00\,€$$

Dann werden die positiven Veränderungen der Vermögenserwartungswerte der Versicherungsnehmer mit den Risiken mit $E(X_{i;s})>NRP_c$ in den Sparten A und B ermittelt:

$\Delta E(V_{i;s/A})=E(X_{i,s/A})-NRP_{c/A}=140-100=+40{,}00$ €

$$\sum_{i=1}^{n_A}\left[\Delta E\left(V_{i;s/A}\right)\right] = \sum_{i=1}^{40}\left[\Delta E\left(V_{i;s/A}\right)\right] = 40 \cdot [+40] = +1600{,}00\,€$$

bzw.

$\Delta E(V_{i;s/B})=E(X_{i;s/B})-NRP_{c/B}=60-50=+10{,}00$ €

$$\sum_{i=1}^{n_B}\left[\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V_{i;s/B}}\right)\right] = \sum_{i=1}^{60}\left[\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V_{i;s/B}}\right)\right] = 60 \cdot [+10] = +600{,}00\,€$$

Insgesamt also

$$\sum_{i=1}^{n_A}\left[\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V_{i;s/A}}\right)\right] + \sum_{i=1}^{n_B}\left[\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V_{i;s/B}}\right)\right] = +1600{,}00 + 600{,}00 = 2200{,}00\,€$$

Es kommt also zu einer kollektiven Umverteilung (ex ante) vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit Risiken $E(X_{i;g/A})<NRP_{c/A}$ bzw. $E(X_{i;g/B})<NRP_{c/B}$ zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit Risiken $E(X_{i;s/A})>NRP_{c/A}$ bzw. $E(X_{i;s/B})>NRP_{c/B}$ mit einem *Betrag der Umverteilung (ex ante)* zwischen diesen beiden Gruppen von Versicherungsnehmern von 2200,00 €.

Zusätzlich kommt es auch zu einer Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit Risiken $E(X_{i;g/A}<NRP_{c/A}$ bzw. $E(X_{i;g/B})<NRP_{c/B}$ zum Vermögen des Versicherers mit einem Betrag der Umverteilung (ex ante) in Höhe des übrigbleibenden Differenzbetrages:

$$\begin{aligned}
\mathrm{U}: \{\mathrm{E}\left(\mathrm{V_{i;g/A}}\right); \mathrm{EE}\left(\mathrm{V_{i;s/B}}\right)\} \rightarrow \mathrm{E}(\mathrm{V_V}) = \\
&= \{\left|\sum_{i=1}^{m_A}\left[\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V_{i;g/A}}\right)\right] + \sum_{i=1}^{m_B}\left[\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V_{i;s/B}}\right)\right]\right|\} \\
&- \{\sum_{i=1}^{n_A}\left[\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V_{i;s/A}}\right)\right] + \sum_{i=1}^{n_B}\left[\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V_{i;s/B}}\right)\right]\} \qquad = \left| -2900{,}00 \right| - 2200{,}00 \\
&= +700{,}00\,€
\end{aligned}$$

Die Umverteilungen (ex ante) lassen sich folgendermaßen veranschaulichen (vgl. die folgende Abbildung):

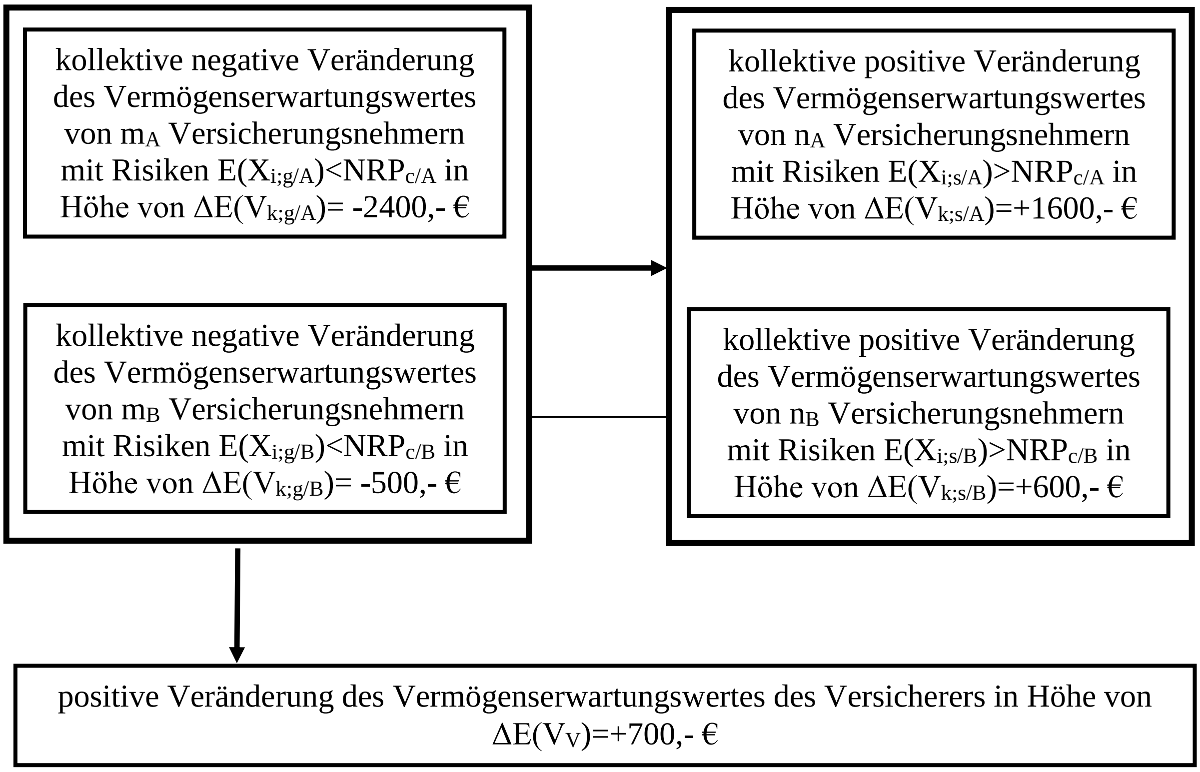

Abb. 27: Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern einer Periode und Umverteilung vom Versicherungsnehmern zum Versicherer bei zwei verschiedenen jeweils einheitlichen konstanten absoluten NRPn für zwei Teilbestände (Sparten) von Risiken in einem Rechenbeispiel

Es lassen sich aber auch Umverteilungseffekte *zwischen den Sparten* darstellen[60]:

Die gesamte Änderung des Vermögenserwartungswertes für die Versicherungsnehmer der Sparte A beträgt

$$\sum_{i=1}^{m_A}\left[\Delta E\left(V_{i;g/A}\right)\right] + \sum_{i=1}^{n_A}\left[\Delta E\left(V_{i;s/A}\right)\right] = -2400{,}00 + 1600{,}00 = -800{,}00\,€$$

Die gesamte Änderung des Vermögenserwartungswertes für die Versicherungsnehmer der Sparte B beträgt

$$\sum_{i=1}^{m_B}\left[\Delta E\left(V_{i;g/B}\right)\right] + \sum_{i=1}^{n_B}\left[\Delta E\left(V_{i;s/B}\right)\right] = -500{,}00 + 600{,}00 = +100{,}00\,€$$

[60] Genaugenommen handelt es sich hier um *zwei verschiedene* Ursachen (jeweils einheitliche absolute NRPn in zwei verschiedenen Sparten); und Umverteilungen (ex ante) zwischen diesen Sparten (genauer: den Vermögenserwartungswerten der jeweiligen Versicherungsnehmer) würden dann an sich nicht unter den oben definierten Umverteilungsbegriff („durch eine bestimmte Ursache") fallen. Wenn man hier allerdings unterstellt, dass der Versicherer Unterdeckungen in einer Sparte durch Überdeckungen in einer anderen Sparte ganz oder teilweise finanziert oder finanzieren will („Quersubventionierung"), dann kann aus dieser übergeordneten Perspektive doch von *einer* bestimmten Ursache bzw. einem Ursachenkomplex gesprochen werden.

Die Umverteilung (ex ante) zwischen den kollektiven Vermögenserwartungswerten der Versicherungsnehmer der Sparten A und B sowie zwischen dem kollektivem Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte A und dem Vermögenserwartungswert des Versicherers lässt sich dann folgendermaßen darstellen:

kollektive negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes von m_A+n_A Versicherungsnehmern der Sparte A in Höhe von $\Delta E(V_{k;g/A+s/A})$= -800,- €

kollektive positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes von m_B+n_B Versicherungsnehmern der Sparte B in Höhe von $\Delta E(V_{k;g/B+s/B})$=+100,- €

positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers in Höhe von $\Delta E(V_V)$=+700,- €

Abb. 28: Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern zweier Sparten einer Periode und Umverteilung von Versicherungsnehmern zum Versicherer bei zwei verschiedenen jeweils einheitlichen konstanten absoluten NRPn für zwei Teilbestände (Sparten) von Risiken in einem Rechenbeispiel

----

Der zum obigen Rechenbeispiel entgegengesetzte – hier nicht mehr ausgeführte - alternative Fall wäre, dass

$$\{\sum_{i=1}^{m_A}[\Delta E(V_{i;g/A})] + \sum_{i=1}^{m_B}[\Delta E(V_{i;g/B})]\} < \{\left|\sum_{i=1}^{n_A}[\Delta E(V_{i;s/A})] + \sum_{i=1}^{n_B}[\Delta E(V_{i;s/B})]\right|\}$$

und es also neben der partiellen kollektiven Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit den Risiken $E(X_{i;g/A})<NRP_{c/A}$ bzw. $E(X_{i;g/B})<NRP_{c/B}$ zum Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit den Risiken $E(X_{i;s/A})>NRP_{c/A}$ bzw. $E(X_{i;s/B})>NRP_{c/B}$ auch zu einer Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherers zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit den Risiken $E(X_{i;s/A})>NRP_{c/A}$ bzw. $E(X_{i;s/B})>NRP_{c/B}$ kommt.

Diese Analysemethode für Umverteilungen bei einheitlichen absoluten NRPn lässt sich dann auch auf Ursachenzusammenhänge mit mehr als zwei Sparten anwenden.

2.3.1.6. Umverteilung: Konstellation R/a$_{P1}$/a$_{P2}$-1/1: ein Versicherer: unilaterale einheitliche konstante absolute NRP in zwei Perioden: Umverteilung zwischen Versicherungsnehmern verschiedener Perioden und Versicherer

Im Folgenden wird nun der Ursachenzusammenhang in zeitlicher Hinsicht auf zwei Perioden erweitert.[61]

Dabei wird wieder von einem Versicherer ausgegangen, der eine einheitliche absolute NRP_c verrechnet, und weiters wird vereinfachend angenommen, dass diese NRP_c in Periode P_1 und der darauffolgenden P_2 gleich ist.

Für die erste Periode P_1 werde angenommen

$$\left|\sum_{i=1}^{m1}[\Delta E(V_{i;g/P1})]\right| > \sum_{i=1}^{n1}[\Delta E(V_{i;s/P1})]$$

Für die zweite Periode P_2 werde angenommen

$$\left|\sum_{i=1}^{m2}[\Delta E(V_{i;g/P2})]\right| < \sum_{i=1}^{n2}[\Delta E(V_{i;s/P2})]$$

Rechenbeispiel:

NRP_c,=100,00 € für Periode P_1 und für Periode P_2.
Periode P_1 (wie oben):
Es gebe m_1=120 Risiken mit $E(X_{i:g/P1})<NRP_c$, vereinfachend wird angenommen, alle diese Risiken hätten einheitlich einen Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_{i;g/P1})$= 80,00 €.
Dann gebe es n_1=40 Risiken mit $E(X_{i;s/P1})>NRP_c$, vereinfachend wird angenommen, alle diese Risiken hätten einheitlich einen Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_{i,s1})$=140,00 €.

Somit wieder

$$\sum_{i=1}^{m1}[\Delta E(V_{i;g/P1})] = \sum_{i=1}^{120}[\Delta E(V_{i;g/P1})] = 120 \cdot [-20] = -2400{,}00\,€$$

bzw.

$$\sum_{i=1}^{n1}[\Delta E(V_{i;s/P1})] = \sum_{i=1}^{40}[\Delta E(V_{i;s/P1})] = 40 \cdot [+40] = +1600{,}00\,€$$

[61] Umverteilungen zwischen Versicherungsnehmern aufeinanderfolgender Perioden auch unter Berücksichtigung geänderter Leistungswahrscheinlichkeiten und im Hinblick auf die Bruttorisikoprämie (also einschließlich des Sicherheitszuschlages) wurden bereits rechnerisch dargestellt bei Eszler, Erwin: Umverteilungseffekte in der Individualversicherung, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 45. Jg., 1994, Heft 17, S. 416 ff.

Periode P_2 (neu):
Es gebe jetzt nur mehr m_2=40 Risiken[62] mit $E(X_{i;g/P2})<NRP_c$, vereinfachend wird angenommen, alle diese Risiken hätten einheitlich wieder einen Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_{i;g/P2})$=80,00 €.
Dann gebe es weiterhin n_2=30 Risiken mit $E(X_{i;s/P2})>NRP_c$, vereinfachend wird angenommen, alle diese Risiken hätten einheitlich wieder einen Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_{i;s/P2})$=140,00 €.

Somit

$$\sum_{i=1}^{m2}\left[\Delta E\left(V_{i;g/P2}\right)\right] = \sum_{i=1}^{40}\left[\Delta E\left(V_{i;g/P2}\right)\right] = 40 \cdot [-20] = -800{,}00\,€$$

bzw.

$$\sum_{i=1}^{n2}\left[\Delta E\left(V_{i,s2}\right)\right] = \sum_{i=1}^{30}\left[\Delta E\left(V_{i,s2}\right)\right] = 30 \cdot [+40] = +1200{,}00\,€$$

Die Umverteilungsprozesse lassen sich dann folgendermaßen darstellen:

[62] Z. B. aufgrund eines unvollständigen Antiselektionsprozesses, wie er in der Praxis vorkommen mag.

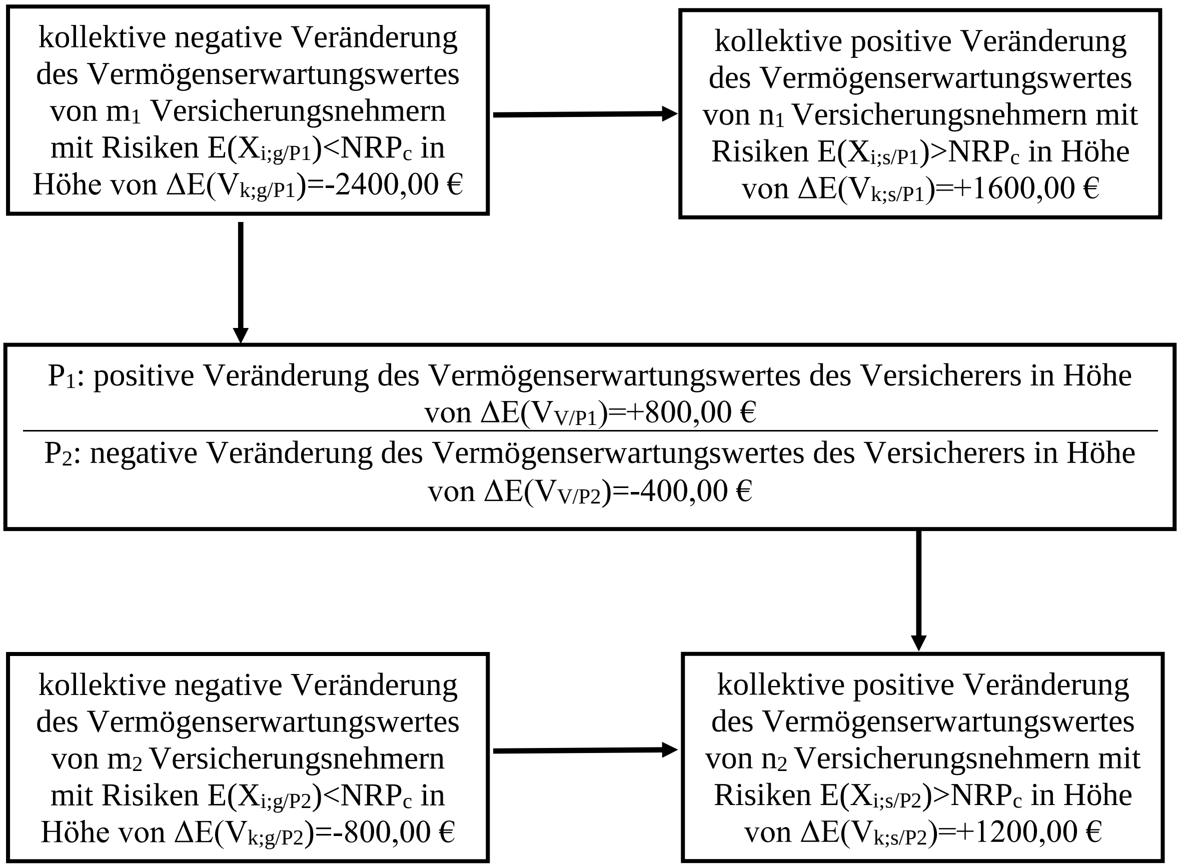

Abb. 29: Kollektive Umverteilungen (ex ante) zwischen den Vermögenserwartungswerten der Versicherungsnehmer zweier Perioden und Umverteilungen zwischen Vermögenserwartungswerten der Versicherungsnehmer und dem Vermögenserwartungswert des Versicherers bei einer einheitlichen absoluten NRP_c im Rechenbeispiel

Die Umverteilungseffekte (ex ante) sind durch Pfeile dargestellt:

In P_1 beträgt der Betrag der Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit $E(X_{i;g/P1})<NRP_c$ zum Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit $E(X_{i;s/P1})>NRP_c$ insgesamt € 1600,-; der Betrag der Umverteilung (ex ante) von Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit $E(X_{i;g/P1})<NRP_c$ zum Vermögen des Versicherers beträgt 800,00 €.

In P_2 beträgt der Betrag der Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmermit $E(X_{i;g/P2})<NRP_c$ zum Vermögen der Versicherungsnehmer mit $E(X_{i;s/P2})>NRP_c$ insgesamt 800,00 €; der Betrag der Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherers zum Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer mit $E(X_{i;s/P2})>NRP_c$ beträgt € 400,-.

Die gesamte *Veränderung des Vermögenswartungswertes des Versicherer*s beträgt also $\Delta E(V_V)=+800 - 400 =$ € +400,-.[63] und ist letztlich eine *Umverteilung vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Periode 1 zum Versicherer*.

Wenn angenommen wird, dass die Überschüsse aus Periode 1 zur Finanzierung der Unterdeckung in Periode 2 verwendet werden, dann bedeutet das auch eine *Umverteilung (ex ante) vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Periode 1 zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer in Periode 2* in Höhe von 400 €.

2.3.2. Kalkulationsmangel „einheitlich relativ-abweichende NRP“ (R/r): Umverteilung

Bei einer einheitlich relativ-abweichenden NRP kann es zwischen den Versicherungsnehmern eines Versicherers keine Umverteilungseffekte geben, da alle Versicherungsnehmer entweder einheitlich jweils eine positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes oder aber (alternativ) alle eine negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes haben.

Wohl aber kann es Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern und Versicherer geben, wie im Folgenden gezeigt wird.

2.3.2.1. Umverteilung: Konstellation R/r-1/1: ein Versicherer: einheitliche relativ-abweichende NRP: Umverteilung zwischen Versicherungsnehmern und Versicherer

Es werde angenommen, Versicherer A verrechne eine für alle n Risiken X_i des Bestandes eine einheitlich relativ-abweichende $NRP_{A/p;i.}$

Dann sind hier zwei Fälle (I) und (II) zu unterscheiden:

Fall (I): einheitlich relativ zu hohe NRPn

$NRP_{A/p;i}$ ist zu hoch, also $NRP_{A/p;i}=p\cdot E(X_i)$ mit p=const. und p>1; somit $NRP_{A/p>1;i}>E(X_i)$.

Dann gibt es eine Umverteilung (ex ante) *von Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer* hinsichtlich aller dieser n Risiken X_i *hin zum Vermögenserwartungswert des Versicherers* A.

Der Betrag dieser Umverteilung (ex ante) ist

[63] Zinseffekte blieben hierbei unberücksichtigt.

$$\left|\sum_{i=1}^{n}[\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V_i})]\right| = \left|\sum_{i=1}^{n}[\mathrm{E}(\mathrm{X_i}) - \mathrm{NRP}_{\mathrm{A/p;i}}]\right| = \left|\sum_{i=1}^{n}[\mathrm{E}(\mathrm{X_i}) - \mathrm{p}\cdot \mathrm{E}(\mathrm{X_i})]\right|$$

$$= \left|\sum_{i=1}^{n}[\mathrm{E}(\mathrm{X_i})\cdot(1-\mathrm{p})]\right|$$

mit $\mathrm{p} = \mathrm{const.}$ und $\mathrm{p} > 1$,

daher (1-p)<0 und auch

$$\sum_{i=1}^{n}[\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V_i})] < 0$$

Rechenbeispiel:
Versicherer A verrechnet eine für alle n Risiken X_i des Bestandes eine einheitlich relativ-abweichende $NRP_{A/p;i}$ mit p=1,20, also eine um 20 % überhöhte NRP.
Der Bestand an insgesamt n=100 Risiken bestehe (sehr stark vereinfache Annahmen) aus
f=40 Risiken mit einem Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_f)$=140,00 €;
g=30 Risiken mit einem Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_g)$=170,00 €;
h=20 Risiken mit einem Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_h)$=230,00 €.

Dann setzt sich der gesamte Betrag der Umverteilung (ex ante) so zusammen:

$$\sum_{i=1}^{100}[\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V_i})] = \sum_{f=1}^{40}[140 - 1{,}2\cdot 140] + \sum_{g=1}^{30}[170 - 1{,}2\cdot 170] + \sum_{h=1}^{20}[230 - 1{,}2\cdot 230] =$$

$$= \sum_{f=1}^{40}[140 - 168] + \sum_{g=1}^{30}[170 - 204] + \sum_{h=1}^{20}[230 - 276] =$$

$$= \sum_{f=1}^{40}[-28] + \sum_{g=1}^{30}[-34] + \sum_{h=1}^{20}[-46] =$$

$$= [-1120] + [-1020] + [-920] = -3060$$

Der Betrag der Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer hinsichtlich aller dieser 100 Risiken X_i hin zum Vermögenserwartungswert des Versicherers A beträgt also € 3060. Vgl. dazu die folgende Abbildung.

kollektive negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes der n Versicherungsnehmer mit Risiken $E(X_i)$ und NRP= $1{,}2 \cdot E(X_i)$ in Höhe von $\Delta E_k(V_i)$= -3060,00 €

→

positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A in Höhe von $\Delta E(V_{V;A})$= +3060,00 €

Abb. 30: Kollektive Umverteilung (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern und Versicherer bei einheitlich relativ zu hohen NRPn im Rechenbeispiel

Fall (II): einheitlich relativ zu niedrige NRPn

$NRP_{A/p;i}$ ist zu niedrig, also $NRP_{A;i}=p \cdot E(X_i)$ mit p=const. und p<1; somit $NRP_{A/p;i}<E(X_i)$

Rechenbeispiel:
Versicherer A verrechnet eine für alle n Risiken X_i des Bestandes eine einheitlich relativ-abweichende $NRP_{A/p;i}$ mit p=0,90, also eine um 10 % zu niedrige NRP.
Der Bestand an insgesamt n=100 Risiken bestehe (sehr stark vereinfache Annahmen) aus
f= 40 Risiken mit einem Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_f)$=140,00 €;
g= 30 Risiken mit einem Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_g)$=170,00 €;
h= 20 Risiken mit einem Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_h)$=230,00 €.

Dann setzt sich der gesamte Betrag der Umverteilung (ex ante) so zusammen:

$$\sum_{i=1}^{100}[\Delta E(V_i)] = \sum_{f=1}^{40}[140 - 0{,}9 \cdot 140] + \sum_{g=1}^{30}[170 - 0{,}9 \cdot 170] + \sum_{h=1}^{20}[230 - 0{,}9 \cdot 230] =$$

$$= \sum_{f=1}^{40}[140 - 126] + \sum_{g=1}^{30}[170 - 153] + \sum_{h=1}^{20}[230 - 207] =$$

$$= \sum_{f=1}^{40}[+14] + \sum_{g=1}^{30}[+17] + \sum_{h=1}^{20}[+23] =$$

$$= [+560] + [+510] + [+460] = +1530{,}00\ €$$

Der Betrag der Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherers A hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer hinsichtlich aller dieser 100 Risiken X_i beträgt also 1530,00 €. Vgl. dazu die folgende Abbildung.

kollektive positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes der n Versicherungsnehmer mit Risiken $E(X_i)$ und $NRP_{A/p;i} = 0{,}9 \cdot E(X_i)$ in Höhe von $\Delta E_k(V_i) = +1530$ €	←	negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A in Höhe von $\Delta E(V_{VA}) = -1530$ €

Abb. 31: Kollektive Umverteilung (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern und Versicherer bei einheitlich relativ zu niedrigen NRPn im Rechenbeispiel

2.3.2.2. Umverteilung: Konstellation R/r$_1$/r$_2$-1/1: ein Versicherer: zwei verschiedene jeweils einheitlich relativ-abweichende NRPn für zwei Teilbestände (Sparten) von Risiken: Umverteilung zwischen Versicherungsnehmern und Versicherer

Es werde angenommen, Versicherer A verrechne
- für einen Teil der Risiken (etwa für eine Sparte G) eine einheitlich und konstant relativ zu hohe $NRP_{A;G/p}$ mit $NRP_{A;G/p} = p_G \cdot E(X_{i/G})$ mit p_G=const. und $p_G > 1$; somit $NRP_{A;G/p} > E(X_{i/G})$, und
- für einen anderen Teil der Risiken (etwa für eine Sparte H) eine einheitlich und konstant relativ zu niedrige $NRP_{A;H/p;}$ mit $NRP_{A;H/p} = p_H \cdot E(X_{i/H})$ mit p_H =const. und $p_H < 1$; somit $NRP_{A;H/p} < E(X_{i/H})$.[64]

Dann kommt es zu Umverteilungen (ex ante) von der Sparte G zu Sparte H[65], und unter Umständen auch zu einer Umverteilung von der Sparte G zum Versicherer oder aber vom Versicherer zur Sparte H. Das hängt vom *Verhältnis der Änderungen der kollektiven Vermögenserwartungswerte in der Sparten G und H zueinander* ab. Dieses ist wiederum abhängig von der Anzahl der Risiken in den beiden Sparten (m; n), den Prämiensätzen (p_G; p_H) sowie der Höhe der Erwartungswerte der versicherten Risiken in den beiden Sparten [$E(X_{i/G})$; $E(X_{i/H})$].

Folgende Fälle sind möglich, wobei für $E(X_{i/G})$ nun $E(X_g)$ und für $E(X_{i/H})$ nun $E(X_h)$ gesetzt wird. Entsprechendes gilt dann auch für die Vermögenserwartungswerte der Versicherungsnehmer der Risiken in den Sparten G bzw. H: $E(V_g)$ bzw. $E(V_h)$.

---

64 Das sind durchaus sehr praxisnahe Annahmen - Stichwort „Quersubventionierung von Sparten“. Eine solche ist jedoch in der Individualversicherung ganz klar systemwidrig und mit aller Entschiedenheit abzulehnen.

65 Auch hier – wie schon oben bei der Analyse von zwei Sparten mit jeweils einheitlichen absoluten NRPn - handelt es sich genaugenommen um *zwei verschiedene* Ursachen (jeweils einheitliche relativ abweichende NRPn in zwei verschiedenen Sparten); und Umverteilungen (ex ante) zwischen diesen Sparten (genauer: den jeweiligen Versicherungsnehmern) würden dann an sich nicht unter den oben definierten Umverteilungsbegriff („durch eine bestimmte Ursache“) fallen. Wenn man hier allerdings auch hier unterstellt, dass der Versicherer Unterdeckungen in einer Sparte durch Überdeckungen in einer anderen Sparte ganz oder teilweise finanziert oder finanzieren will („Quersubventionierung“), dann kann auch hier aus dieser übergeordneten Perspektive doch von *einer* bestimmten Ursache bzw. einem Ursachenkomplex gesprochen werden.

Fall I	$\left\vert \sum_{g=1}^{m} [\Delta E(V_g)] \right\vert > \sum_{h=1}^{n} [\Delta E(V_h)]$	Umverteilung (ex ante) - von Sparte G zu Sparte H und - von Sparte G zum Versicherer
Fall II	$\left\vert \sum_{g=1}^{m} [\Delta E(V_g)] \right\vert = \sum_{h=1}^{n} [\Delta E(V_h)]$	Umverteilung (ex ante) - von Sparte G zu Sparte H
Fall III	$\left\vert \sum_{g=1}^{m} [\Delta E(V_g)] \right\vert < \sum_{h=1}^{n} [\Delta E(V_h)]$	Umverteilung (ex ante) - von Sparte G zu Sparte H und - vom Versicherer zu Sparte H

Abb. 32: Kollektive Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern und zwischen Versicherungsnehmern und Versicherer bei einheitlich relativ-abweichenden NRPn in zwei verschiedenen Sparten (drei Fälle)

Rechenbeispiele

Fall I:

Versicherer A mit einem Bestand von 100 Risiken verrechnet
- für alle m=50 Risiken X_g des Bestandes (Sparte G) mit (vereinfachend angenommen) einheitlich $E(X_g)$=140 eine einheitlich relativ-abweichende $NRP_{A;G/p}$ mit p_G=1,20, also eine um 20 % zu hohe NRP;
- für alle n=50 Risiken X_h des Bestandes (Sparte H) mit (vereinfachend angenommen) einheitlich $E(X_h)$=150 eine einheitlich relativ-abweichende $NRP_{A;H/p}$ mit p_H=0,90, also eine um 10 % zu niedrige NRP;

Dann ergibt sich für die Versicherungsnehmer in der Sparte G eine kollektive Änderung des Vermögenserwartungswertes von

$$\sum_{g=1}^{50} [\Delta E(V_g)] = \sum_{g=1}^{50} [E(X_g) - NRP_{A;G/p}] = \sum_{g=1}^{50} [E(X_g) - p_G \cdot E(X_g)]$$

$$= 50 \cdot [140 - 1{,}2 \cdot 140] = 50 \cdot [-28] = -1400\ €$$

bzw. für die Versicherungsnehmer in der Sparte H eine kollektive Änderung des Vermögenserwartungswertes von

$$\sum_{h=1}^{50} [\Delta E(V_h)] = \sum_{h=1}^{50} [E(X_h) - NRP_{A;H/p}] = \sum_{h=1}^{50} [E(X_h) - p_H \cdot E(X_h)]$$

$$= 50 \cdot [150 - 0{,}9 * 150] = 50 \cdot [+15] = +750\ €$$

Es kommt daher folgenden Umverteilungen (ex ante):

- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer in Sparte G zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer in Sparte H mit einem Betrag der Umverteilung (ex ante) von 750,00 €;
- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer in Sparte G zum Vermögenserwartungswert des Versicherers mit einem Betrag der Umverteilung (ex ante) von 1400-750=650,00 €.

Vgl. dazu die folgende Abbildung.

kollektive negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes der m Versicherungsnehmer mit Risiken $E(X_g)$ und $NRP_{A;G/p}=1{,}2 \cdot E(X_g)$ in Höhe von $\Delta E_k(V_g)= -1400$,- €

→

kollektive positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes der n Versicherungsnehmer mit Risiken $E(X_h)$ und $NRP_{A;H/P}= 0{,}9 \cdot E(X_h)$ in Höhe von $\Delta E_k(V_h)= +750$,- €

↓

positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers in Höhe von $\Delta E(V_V)= +650$,- €

Abb. 33: Kollektive Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern und zwischen Versicherungsnehmern und Versicherer bei einheitlich relativ-abweichenden NRPn in zwei verschiedenen Sparten (Fall I)

Fall II:

Versicherer A mit einem Bestand von 100 Risiken verrechnet
- für alle m=50 Risiken X_g des Bestandes (Sparte G) mit (vereinfachend angenommen) einheitlich $E(X_g)=140$ eine einheitlich relativ-abweichende $NRP_{A;G/p}$ mit $p_G=1{,}20$, also eine um 20 % zu hohe NRP;
- für alle n=50 Risiken X_h des Bestandes (Sparte H) mit (vereinfachend angenommen) einheitlich $E(X_h)=280$ eine einheitlich relativ-abweichende $NRP_{A;H/p}$ mit $p_H=0{,}90$, also eine um 10 % zu niedrige NRP;

Dann ergibt sich für die Versicherungsnehmer in der Sparte G eine kollektive Änderung des Vermögenserwartungswertes von

$$\sum_{g=1}^{50}[\Delta E(V_g)] = \sum_{g=1}^{50}[E(X_g) - NRP_{A;G/p}] = \sum_{g=1}^{50}[E(X_g) - p_G \cdot E(X_g)]$$

$$= 50 \cdot [140 - 1{,}2 \cdot 140] = 50 \cdot [-28] = -1400\text{ €}$$

bzw. für die Versicherungsnehmer in der Sparte H eine kollektive Änderung des Vermögenserwartungswertes von

$$\sum_{h=1}^{50}[\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V_h})] = \sum_{h=1}^{50}\left[\mathrm{E}(\mathrm{X_h}) - \mathrm{NRP}_{\mathrm{A;H/p}}\right] = \sum_{h=1}^{50}[\mathrm{E}(\mathrm{X_h}) - \mathrm{p_H} * \mathrm{E}(\mathrm{X_h})]$$

$$= 50 \cdot [280 - 0{,}9 \cdot 280] = 50 \cdot [+28] = +1400\ €$$

Es kommt daher in diesem Spezialfall nur zu einer Umverteilung (ex ante) von Sparte G zu Sparte H mit einem Betrag der Umverteilung von 1400,00 €. Vgl. die folgende Abbildung.

kollektive negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes der m Versicherungsnehmer mit Risiken $E(X_g)$ und $NRP_{A;G/p}$= 1,2·$E(X_g)$ in Höhe von $\Delta E_k(V_g)$= -1400,- €	→	kollektive positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes der n Versicherungsnehmer mit Risiken $E(X_h)$ und $NRR_{A;H/p}$= 0,9·$E(X_h)$ in Höhe von $\Delta E_k(V_h)$= +1400,- €

Abb. 34: Kollektive Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern und zwischen Versicherungsnehmern und Versicherer bei einheitlich relativ-abweichenden NRPn in zwei verschiedenen Sparten (Fall II)

Fall III:

Versicherer A mit einem Bestand von 70 Risiken verrechnet
- für alle (im Vergleich zu Fall I jetzt nur mehr[66]) m=20 Risiken X_g des Bestandes (Sparte G) mit (vereinfachend angenommen) einheitlich $E(X_g)$=140 eine einheitlich relativ-abweichende $NRP_{A;G/P}$ mit p_G=1,20, also eine um 20 % zu hohe NRP;
- für alle n=50 Risiken X_h des Bestandes (Sparte H) mit (vereinfachend angenommen) einheitlich $E(X_h)$=150 eine einheitlich relativ-abweichende $NRP_{A;H/p}$ mit p_H=0,90, also eine um 10 % zu niedrige NRP.

Dann ergibt sich für die Versicherungsnehmer in der Sparte G eine kollektive Änderung des Vermögenserwartungswertes von

$$\sum_{g=1}^{20}[\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V_g})] = \sum_{g=1}^{20}\left[\mathrm{E}(\mathrm{X_g}) - \mathrm{NRP}_{\mathrm{A;G/p}}\right] = \sum_{g=1}^{20}[\mathrm{E}(\mathrm{X_g}) - \mathrm{p_H} \cdot \mathrm{E}(\mathrm{X_g})]$$

$$= 20 \cdot [140 - 1{,}2 \cdot 140] = 20 \cdot [-28] = -560{,}00\ €$$

bzw. für die Versicherungsnehmer in der Sparte H eine kollektive Änderung des Vermögenserwartungswertes von

[66] Z. B. aufgrund von Antiselektionseffekten im Bereich dieser „guten“ Risiken mit $NRP_{A;G/p}>E(X_g)$.

$$\sum_{h=1}^{50}[\Delta E(V_h)] = \sum_{h=1}^{50}\left[E(X_h) - NRP_{A;H/p}\right] = \sum_{h=1}^{50}[E(X_h) - p_H \cdot E(X_h)]$$

$$= 50 \cdot [150 - 0{,}9 \cdot 150] = 50 \cdot [+15] = +750{,}00\ €$$

Es kommt daher zu folgenden Umverteilungen (ex ante):
- von Sparte G zu Sparte H mit einem Betrag der Umverteilung (ex ante) von 560,- €;
- vom Versicherer zu Sparte H mit einem Betrag der Umverteilung von 750-560 = 190,- €.

Vgl. dazu die folgende Abbildung.

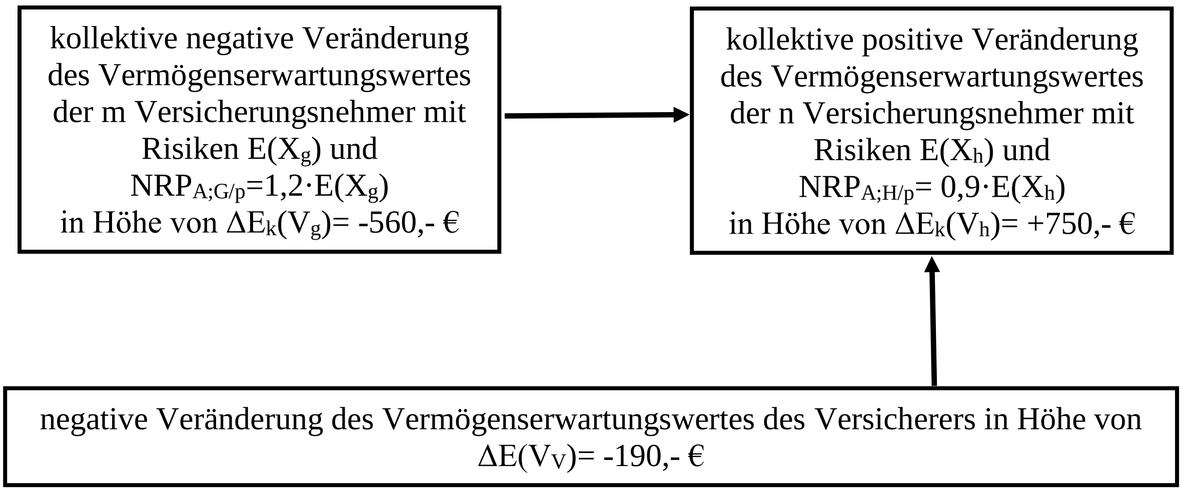

Abb. 35: Kollektive Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern und zwischen Versicherungsnehmern und Versicherer bei einheitlich relativ-abweichenden NRPn in zwei verschiedenen Sparten (Fall III)

Diese Analysemethode lässt sich dann auch auf *mehr als zwei Teilbestände* eines Versicherers entsprechend anwenden.

2.3.2.3. Umverteilung: Konstellation R/r₁/r₂-1/1: ein Versicherer: einheitlich relativ-abweichende NRP: Umverteilung zwischen Versicherungsnehmern verschiedener Perioden

Im Hinblick auf Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern verschiedener Perioden lassen sich die Analysemethoden zu Umverteilungen (ex ante) bei einheitlich absoluten NRPn (s. oben) mutatis mutandis auch auf die Umverteilungen (ex ante) bei einheitlich relativ-abweichenden NRPn übertragen.

2.3.3. Kalkulationsmängel „einheitliche absolute NRP“ (R/a) und „einheitlich relativ-abweichende NRP“ (R/r): Umverteilung

Im Folgenden sollen Konstellationen betrachtet werden, wo der Kalkulationsmangel „einheitliche absolute NRP“ (R/a) dem Kalkulationsmangel „einheitlich relativ-abweichende NRP“ (R/r) gegenübersteht.

2.3.3.1. Umverteilung: Konstellation R/a*/r-1/1: ein Versicherer: einheitliche absolute NRP (R/a) bzw. einheitlich relativ-abweichende NRP (R/r) für zwei verschiedene Teilbestände (Sparten) von Risiken: Umverteilung zwischen Versicherungsnehmern und Versicherer

Hier werde angenommen, dass ein Versicherer A für einen Teilbestand der Risiken (im Folgenden: „Sparte G“) eine einheitliche absolute $NRP_{A;G/a}$ verrechnet, für einen anderen Teilbestand von Risiken (im Folgenden „Sparte H“) aber eine einheitlich relativ abweichende $NRP_{A;H/r}$ bzw. konkreter $NRP_{A;H/p.}$

Wenn man hier wieder von jenen Risiken in der Sparte G absieht, für gerade zufällig gilt $E(X_i)= NRP_{A;G/a}$, dann gibt es *vier Gruppen von Wirtschaftssubjekten, die von der Umverteilung betroffen sein können:*

- diejenigen m Versicherungsnehmer der Sparte G, die für ihre Risiken $X_{g\uparrow}$ mit $E(X_{g\uparrow})> NRP_{A;G/a}$ zu viel NRP zahlen (im Folgenden Vermögenserwartungswert des einzelnen Versicherungsnehmers mit $E(V_{g\uparrow})$ bezeichnet[67]);

- diejenigen n Versicherungsnehmer der Sparte G, die für ihre Risiken $X_{g\downarrow}$ mit $E(X_{g\downarrow})< NRP_{A;G/a}$ zu wenig NRP zahlen (im Folgenden Vermögen des einzelnen Versicherungsnehmers mit $E(V_{g\downarrow})$ bezeichnet[68]);

- die k Versicherungsnehmer der Sparte H, die für ihre Risiken $X_{h\uparrow}$ im Fall von $p_H>1,00$ mit dann $E(X_{h\uparrow})<NRP_{A;H/p}$ zu viel NRP zahlen bzw. die im (alternativen) Fall von $p_H<1,00$ mit $E(X_{h\downarrow})>NRP_{A;H/p}$ zu wenig zahlen (im Folgenden Vermögen des einzelnen Versicherungsnehmers mit $E(V_{h\downarrow})$ bezeichnet)

- der Versicherer A (dessen Vermögenserwartungswert im Folgenden mit $E(V_A)$ bezeichnet).

Es gibt nun folgende Fälle:

<u>Fallgruppe I:</u> Annahme: $p_H>1,00$

<u>Fall Ia:</u>

---

[67] Ein nach *oben gerichteter Pfeil* ↑ (bei Risiken bzw. Vermögenserwartungswerten von Versicherungsnehmern) soll „gute“ Risiken bzw. eine *Umverteilung weg vom Vermögenserwartungswert des betreffenden Versicherungsnehmers* symbolisieren.

[68] Ein nach *unten gerichteter Pfeil* ↓ (bei Risiken bzw. Vermögenserwartungswerten von Versicherungsnehmern) soll „schlechte“ Risiken bzw. eine *Umverteilung hin zum Vermögenserwartungswert des betreffenden Versicherungsnehmers* symbolisieren.

Annahme: Der Betrag der Summe aller Änderungen der Vermögenserwartungswerte der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu viel NRP zahlen, ist größer als die Summe aller Änderungen der Vermögenserwartungswerte der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu wenig NRP zahlen:

$$\left|\sum_{g\uparrow=1}^{m}[\Delta E(V_{g\uparrow})]\right| > \sum_{g\downarrow=1}^{n}[\Delta E(V_{g\downarrow})]$$

Dann gibt es – wenn man auch hier wieder davon ausgeht, dass in diesem gleichsam geschlossenen System Überschüsse des Versicherers in einem Bereich zur Finanzierung von Unterdeckungen in einem anderen Bereich verwendet werden (müssen) - Umverteilungen (ex ante)
– vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu viel NRP zahlen, bzw.
- von kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte H
- hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu wenig NRP zahlen, sowie
- hin zum Vermögenserwartungswert des Versicherers A, aber
- rechnerisch *keine* Umverteilungen zwischen den Sparten G und H.

Rechenbeispiel:

Versicherer A mit einem Bestand von insgesamt100 Risiken verrechnet
- für alle m+n=50 Risiken X_g der Sparte G eine einheitlich absolute abweichende $NRP_{A;G/a}$ = 200,- €;
- für alle k=50 Risiken X_h der Sparte H eine einheitlich relativ-abweichende $NRP_{A;H/p}=1{,}1\cdot E(X_h)$.

Der Risikenbestand des Versicherers A setze sich zusammen (stark vereinfachende Annahmen) aus

- m=25 Risiken $X_{g\uparrow}$ der Sparte G mit (stark vereinfachende Annahme) einheitlich $E(X_{g\uparrow})$=160,- €, somit $(X_{g\uparrow})<NRP_{A;G/a}$ (zahlen zu viel);
- n=25 Risiken $X_{g\downarrow}$ der Sparte G mit (stark vereinfachende Annahme) einheitlich $E(X_{g\downarrow})$=230,- € und somit $E(X_{g\downarrow})>NRP_{A;G/a}$ (zahlen zu wenig);
- k=50 Risiken $X_{h\uparrow}$ der Sparte H mit (stark vereinfachende Annahme) einheitlich $E(X_{h\uparrow})$=240,- € und wegen $NRP_{A;H/p}=1{,}1\cdot E(X_h)$ dann hier einheitlich mit $E(X_{h\uparrow})< NRP_{A;H/p}$ (zahlen zu viel).

Daraus ergibt sich:

$$\sum_{g\uparrow=1}^{m}[\Delta E(V_{g\uparrow})] = \sum_{g\uparrow=1}^{m}[E(X_{g\uparrow}) - NRP_{A;G/a}]$$

$$= \sum_{g\uparrow=1}^{25}[160-200] = 25\cdot[-40] = -1000{,}00\text{ €}$$

$$\sum_{g\downarrow=1}^{m}\left[\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{\mathrm{g}\downarrow})\right] = \sum_{g\downarrow=1}^{m}\left[\mathrm{E}(\mathrm{X}_{\mathrm{g}\downarrow}) - \mathrm{NRP}_{\mathrm{A;G/a}}\right]$$

$$= \sum_{g\downarrow=1}^{25}[230 - 200] = 25 \cdot [+30] = +750{,}00\,€$$

$$\sum_{h\downarrow=1}^{k}\left[\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{\mathrm{h}\uparrow})\right] = \sum_{h\uparrow=1}^{k}\left[\mathrm{E}(\mathrm{X}_{\mathrm{h}\uparrow}) - \mathrm{NRP}_{\mathrm{A;H/p}}\right]$$

$$= \sum_{g\uparrow=1}^{50}[240 - 1{,}1 \cdot 240] = 50 \cdot [-24] = -1200{,}00\,€$$

kollektive negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes der 25 Versicherungsnehmer der Sparte G mit Risiken $X_{g\uparrow}$ und $E(X_{g\uparrow})<NRPA_{A/G/a}$ in Höhe von $\Delta E_k(V_{g\uparrow})$= -1000,- €
sowie
kollektive negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes der 50 Versicherungsnehmer der Sparte H mit Risiken $X_{h\uparrow}$ und $NRP_{A;H/r}= 1{,}1\cdot E(X_{h\uparrow})$ in Höhe von $\Delta E_k(V_{h\uparrow})$= -1200,- €

kollektive positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes der 25 Versicherungsnehmer der Sparte G mit Risiken $E(X_{g\downarrow})$ und $E(X_{g\downarrow})>NRP_{A;G/a}$ in Höhe von $\Delta E_k(V_{g\downarrow})$= +750,- €

positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A in Höhe von $\Delta E(V_{V,A})$= +2000-750=+1450,- €

Abb. 36: Kollektive Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern und zwischen Versicherungsnehmern und Versicherer bei einer einheitlichen absoluten NRP in einer Sparte und einheitlich relativ zu hohen NRPn in der zweiten Sparte im Fall Ia in einem Rechenbeispiel

Fall Ib:

Annahme: Der Betrag der Summe aller Änderungen der Vermögenserwartungswerte der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu viel NRP zahlen, ist gleich der Summe aller Änderungen der Vermögenserwartungswerte der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu wenig NRP zahlen:

$$\left| \sum_{g\uparrow=1}^{m} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\uparrow})] \right| = \sum_{g\downarrow=1}^{n} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\downarrow})]$$

Dann gibt es Umverteilungen (ex ante)
- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu viel zahlen, bzw.
- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte H, die alle zu viel zahlen (da ja hier weiterhin die Annahme p_H>1,00 gilt),
- hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu wenig zahlen, sowie
- hin zum Vermögenserwartungswert des Versicherers A, aber
- rechnerisch *keine* Umverteilungen zwischen den Sparten G und H. sowie
- rechnerisch *keine* Umverteilungen zwischen der Sparte G und dem Versicherer A.

<u>Fall Ic:</u>

Annahme: Der Betrag der Summe aller Änderungen der Vermögenserwartungswerte der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu viel NRP zahlen, ist kleiner als die Summe aller Änderungen der Vermögenserwartungswerte der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu wenig NRP zahlen:

$$\left| \sum_{g\uparrow=1}^{m} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\uparrow})] \right| < \sum_{g\downarrow=1}^{n} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\downarrow})]$$

<u>Unterfall Icα:</u>

Annahmen:

weiterhin p_H>1,00

$$\left| \sum_{g\uparrow=1}^{m} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\uparrow})] \right| < \sum_{g\downarrow=1}^{n} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\downarrow})] \text{ und}$$

$$\left| \sum_{g\uparrow=1}^{m} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\uparrow})] \right| + \left| \sum_{h\uparrow=1}^{k} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{h\uparrow})] \right| > \sum_{g\downarrow=1}^{n} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\downarrow})]$$

Dann gibt es Umverteilungen (ex ante)

- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu viel zahlen, bzw.
- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte H, die alle zu viel zahlen (da ja hier weiterhin die Annahme $p_H > 1{,}00$ gilt)
- hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu wenig zahlen, sowie
- hin zum Vermögenserwartungswert des Versicherers A.

Unterfall Icβ:

Annahmen:

weiterhin $p_H > 1{,}00$

$$\left| \sum_{g\uparrow=1}^{m} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\uparrow})] \right| < \sum_{g\downarrow=1}^{n} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\downarrow})] \text{ und}$$

$$\left| \sum_{g\uparrow=1}^{m} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\uparrow})] \right| + \left| \sum_{h\uparrow=1}^{k} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{h\uparrow})] \right| = \sum_{g\downarrow=1}^{n} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\downarrow})]$$

Dann gibt es Umverteilungen (ex ante)
- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu viel zahlen, bzw.
- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte H, die alle zu viel zahlen (da ja hier weiterhin die Annahme $p_H > 1{,}00$ gilt)
- hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, aber
- *nicht* zwischen den Sparten G und H einerseits und dem Versicherers A andererseits.

Unterfall Icγ:

Annahmen:

weiterhin $p_H > 1{,}00$

$$\left| \sum_{g\uparrow=1}^{m} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\uparrow})] \right| < \sum_{g\downarrow=1}^{n} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\downarrow})] \text{ und}$$

$$\left| \sum_{g\uparrow=1}^{m} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\uparrow})] + \left| \sum_{h\uparrow=1}^{k} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{h\uparrow})] \right| < \sum_{g\downarrow=1}^{n} [\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{g\downarrow})]\right.$$

Dann gibt es Umverteilungen (ex ante)
- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu viel zahlen, bzw.
- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte H, die alle zu viel zahlen (da ja hier weiterhin die Annahme $p_H > 1{,}00$ gilt) bzw.
- vom Vermögenserwartungswert des Versicherers A

- hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert den Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu wenig zahlen.

Rechenbeispiel:

Versicherer A mit einem Bestand von insgesamt100 Risiken verrechnet
- für alle m+n=50 Risiken X_g der Sparte G eine einheitlich abweichende absolute $NRP_{A,a}$ = € 200,-;
- für alle k=50 Risiken X_h der Sparte H eine einheitlich relativ-abweichende $NRP_{A,r}$=1,1 $E(X_h)$.

Der Risikenbestand des Versicherers A setze sich zusammen (stark vereinfachende Annahmen) aus

- m=25 Risiken $X_{g\uparrow}$ der Sparte G mit (stark vereinfachende Annahme) einheitlich $E(X_{g\uparrow})$=€ 180,-, somit $(X_{g\uparrow})<NRP_{A;G/a}$;
- n=25 Risiken $X_{g\downarrow}$ der Sparte G mit (stark vereinfachende Annahme) einheitlich $E(X_{g\downarrow})$=250,- und somit $E(X_{g\downarrow})>NRP_{A;G/a}$;
- k=50 Risiken $X_{h\downarrow}$ der Sparte H mit (stark vereinfachende Annahme) einheitlich $E(X_{h\downarrow})$=€ 120,-.

Daraus ergibt sich:

$$\sum_{g\uparrow=1}^{m}\left[\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V}_{g\uparrow}\right)\right] = \sum_{g\uparrow=1}^{m}\left[\mathrm{E}\left(\mathrm{X}_{g\uparrow}\right) - \mathrm{NRP}_{A;G/a}\right] = \sum_{g\uparrow=1}^{25}[180-200] = 25\cdot[-20] = -500$$

$$\sum_{g\downarrow=1}^{n}\left[\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V}_{g\downarrow}\right)\right] = \sum_{g\downarrow=1}^{n}\left[\mathrm{E}\left(\mathrm{X}_{g\downarrow}\right) - \mathrm{NRP}_{A;G/a}\right] = \sum_{g\downarrow=1}^{25}[250-200] = 25\cdot[+50] = +1250$$

$$\sum_{h\uparrow=1}^{k}\left[\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{h\downarrow})\right] = \sum_{h\uparrow=1}^{k}\left[\mathrm{E}(\mathrm{X}_{h\downarrow}) - \mathrm{NRP}_{A;H/p}\right]$$

$$= \sum_{g\uparrow=1}^{50}[120-1{,}1*120] = 50.[-12] = -600{,}00$$

kollektive negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes der 25 Versicherungsnehmer der Sparte G mit Risiken $X_{g\uparrow}$ und $E(X_{g\uparrow})<NRPA_{A;G/a}$ in Höhe von $\Delta E_k(V_{g\uparrow})$= -500,- €

kollektive negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes der 50 Versicherungsnehmer der Sparte H mit Risiken $X_{h\uparrow}$ und $NRP_{A;H/p}= 1{,}1\cdot E(X_{h\uparrow})$ in Höhe von $\Delta E_k(V_{h\uparrow})$= -600,- €

negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A in Höhe von $\Delta E(V_{V,A})$=1250-500-600 = -150,- €

kollektive positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes der 25 Versicherungsnehmer der Sparte G mit Risiken $E(X_{g\downarrow})$ und $E(X_{g\downarrow})>NRPA_{A;G/a}$ in Höhe von $\Delta E_k(V_{g\downarrow})$= +1250,- €

Abb. 37: Kollektive Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern und zwischen Versicherungsnehmern und Versicherer bei einer einheitlichen absoluten NRP in einer Sparte und einheitlich relativ zu hohen NRPn in der zweiten Sparte im Fall Icγ in einem Rechenbeispiel

Fallgruppe II: Annahme: $p_h<1{,}00$

Fall IIa:

Annahme:

$$\left|\sum_{g\uparrow=1}^{m}[\Delta E(V_{g\uparrow})]\right| > \sum_{g\downarrow=1}^{n}[\Delta E(V_{g\downarrow})]$$

Unterfall IIaα:

Annahmen:

$p_h<1{,}00$

$$\left|\sum_{g\uparrow=1}^{m}[\Delta E(V_{g\uparrow})]\right| > \sum_{g\downarrow=1}^{n}[\Delta E(V_{g\downarrow})]$$

$$\left|\sum_{g\uparrow=1}^{m}[\Delta E(V_{g\uparrow})]\right| - \sum_{g\downarrow=1}^{n}[\Delta E(V_{g\downarrow})] > \left|\sum_{h\downarrow=1}^{k}[\Delta E(V_{h\downarrow})]\right|$$

Dann gibt es Umverteilungen (ex ante)
- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu viel zahlen,
- hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu wenig zahlen, sowie
- hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte H sowie
- hin zum Vermögenserwartungswert des Versicherers A.

Unterfall IIaβ:

Annahmen:

$p_h<1{,}00$

$$\left|\sum_{g\uparrow=1}^{m}[\Delta E(V_{g\uparrow})]\right| > \sum_{g\downarrow=1}^{n}[\Delta E(V_{g\downarrow})]$$

$$\left|\sum_{g\uparrow=1}^{m}[\Delta E(V_{g\uparrow})]\right| - \sum_{g\downarrow=1}^{n}[\Delta E(V_{g\downarrow})] = \left|\sum_{h\downarrow=1}^{k}[\Delta E(V_{h\downarrow})]\right|$$

Dann gibt es Umverteilungen (ex ante)
- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu viel zahlen,
- hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu wenig zahlen, sowie
- hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte H, aber
- *nicht* zwischen den Sparten G und H einerseits und dem Versicherers A andererseits.

Unterfall IIaγ:

Annahmen:

$p_h<1{,}00$

$$\left|\sum_{g\uparrow=1}^{m}[\Delta E(V_{g\uparrow})]\right| > \sum_{g\downarrow=1}^{n}[\Delta E(V_{g\downarrow})]$$

$$\left|\sum_{g\uparrow=1}^{m}[\Delta E(V_{g\uparrow})]\right| - \sum_{g\downarrow=1}^{n}[\Delta E(V_{g\downarrow})] < \left|\sum_{h\downarrow=1}^{k}[\Delta E(V_{h\downarrow})]\right|$$

Dann gibt es Umverteilungen (ex ante)
- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu viel zahlen,
- sowie vom Vermögenserwartungswert des Versicherers A

- hin kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu wenig zahlen, sowie
- hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte H (die ja alle zu wenig zahlen, da ja hier annahmegemäß weiterhin gilt $p_H<1{,}00$).

Rechenbeispiel:

Versicherer A mit einem Bestand von insgesamt100 Risiken verrechnet
- für alle m+n=50 Risiken X_g der Sparte G eine einheitlich abweichende absolute $NRP_{A,a}$ = 200,- €;
- für alle k=50 Risiken X_h der Sparte H eine einheitlich relativ-abweichende $NRP_{A;H/p}=0{,}9\cdot E(X_h)$.

Der Risikenbestand des Versicherers A setze sich zusammen (stark vereinfachende Annahmen) aus
- m=25 Risiken $X_{g\uparrow}$ der Sparte G mit (stark vereinfachende Annahme) einheitlich $E(X_{g\uparrow})$=170,- €, somit $(X_{g\uparrow})<NRP_{A;G/a}$;
- n=25 Risiken $X_{g\downarrow}$ der Sparte G mit (stark vereinfachende Annahme) einheitlich $E(X_{g\downarrow})$=220,- und somit $E(X_{g\downarrow})>NRP_{A,a}$;
- k=50 Risiken $X_{h\downarrow}$ der Sparte H mit (stark vereinfachende Annahme) einheitlich $E(X_{h\downarrow})$=€ 120,-.

Daraus ergibt sich:

$$\sum_{g\uparrow=1}^{m}\left[\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V}_{g\uparrow}\right)\right] = \sum_{g\uparrow=1}^{m}\left[\mathrm{E}\left(\mathrm{X}_{g\uparrow}\right) - \mathrm{NRP}_{\mathrm{A;G/a}}\right] = \sum_{g\uparrow=1}^{25}[170-200] = 25\cdot[-30] = -750$$

$$\sum_{g\downarrow=1}^{n}\left[\Delta \mathrm{E}\left(\mathrm{V}_{g\downarrow}\right)\right] = \sum_{g\downarrow=1}^{n}\left[\mathrm{E}\left(\mathrm{X}_{g\downarrow}\right) - \mathrm{NRP}_{\mathrm{A;G/a}}\right] = \sum_{g\downarrow=1}^{25}[220-200] = 25\cdot[+20] = +500$$

$$\sum_{h\downarrow=1}^{k}[\Delta \mathrm{E}(\mathrm{V}_{h\downarrow})] = \sum_{h\downarrow=1}^{k}\left[\mathrm{E}(\mathrm{X}_{h\downarrow}) - \mathrm{NRP}_{\mathrm{A;H/p}}\right]$$
$$= \sum_{h\downarrow=1}^{50}[120-0{,}9\cdot 120] = 50\cdot[+12] = +600$$

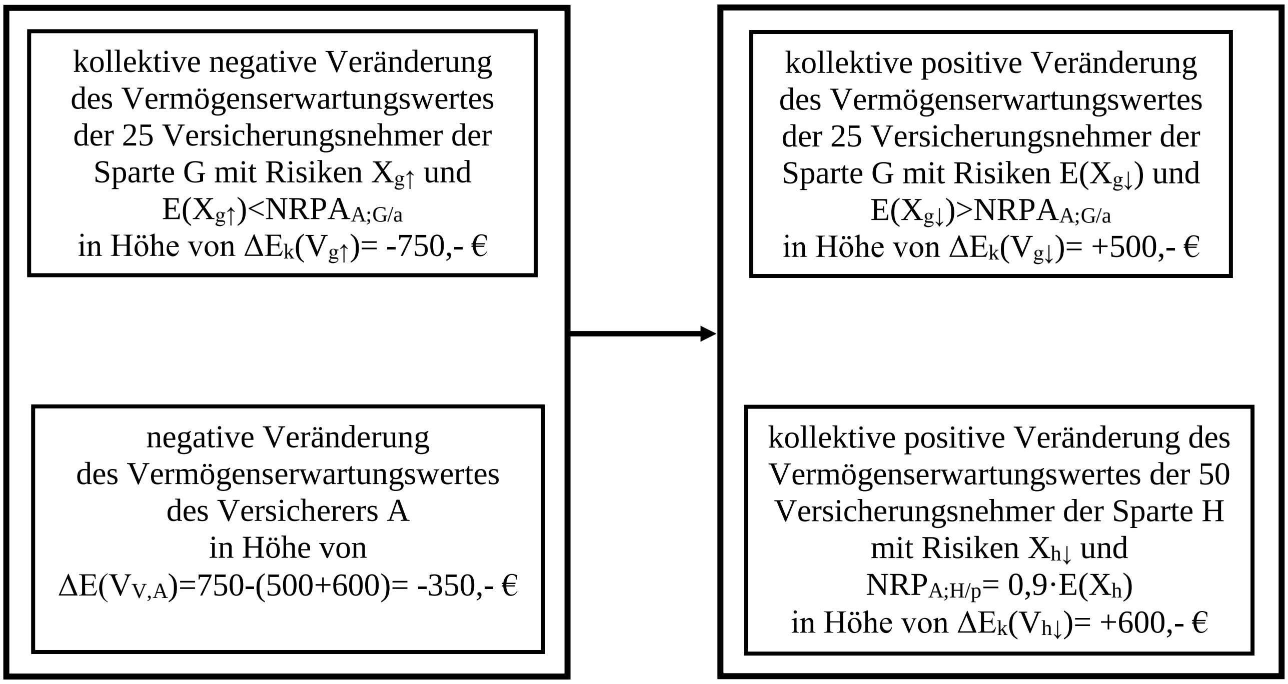

Abb. 38: Kollektive Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmern und zwischen Versicherer und Versicherungsnehmern bei einer einheitlichen absoluten NRP in einer Sparte und einheitlich relativ zu niedrigen NRPn in der zweiten Sparte im Fall IIaγ in einem Rechenbeispiel

Fall IIb:

Annahmen:

$p_h<1{,}00$

$$\left| \sum_{g\uparrow=1}^{m} [\Delta E(V_{g\uparrow})] \right| = \sum_{g\downarrow=1}^{n} [\Delta E(V_{g\downarrow})]$$

Dann gibt es Umverteilungen (ex ante)
- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu viel zahlen,
- sowie vom Vermögenserwartungswert des Versicherers A
- hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu wenig zahlen, sowie
- hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte H, aber
- rechnerisch *keine* Umverteilungen (ex ante) zwischen den Sparten G und H und
- rechnerisch *keine* Umverteilungen (ex ante) zwischen der Sparte G und dem Versicherer A und somit
- rechnerisch nur Umverteilungen (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherers A hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte H.

Fall IIc:

Annahmen:

p_h<1,00

$$| \sum_{g\uparrow=1}^{m} [\Delta E(V_{g\uparrow})] | < \sum_{g\downarrow=1}^{n} [\Delta E(V_{g\downarrow})]$$

Dann gibt es Umverteilungen (ex ante)
- vom kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu viel zahlen,
- sowie vom Vermögenserwartungswert des Versicherers A
- hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte G, die zu wenig zahlen, sowie
- hin zum kollektiven Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer der Sparte H, aber
- rechnerisch *keine* Umverteilungen (ex ante) zwischen den Sparten G und H.

2.3.3.2. Umverteilung: Konstellation R/a_{P1}/a_{P2}/…*/r_{P1}/r_{P2}…-1/1: ein Versicherer: einheitliche absolute NRPn (R/a) bzw. einheitlich relativ-abweichende NRPn (R/r) für verschiedene Teilbestände von Risiken: Umverteilung zwischen Versicherungsnehmern verschiedener Perioden

Im Hinblick auf Umverteilungsprozesse zwischen Versicherungsnehmern *verschiedener Perioden* lassen sich die Analysemethoden zur Umverteilungen bei einheitlich absoluten NRPn und einheitlich relativen NRPn (s. oben) dann entsprechend auch auf Umverteilungskonstellationen bei Kombinationen von solchen Kalkulationsmängeln übertragen.

3. Referenzgröße Leistungsäquivalenz (L)

Während bei einer risikoäquivalenten[69] NRP_i die Referenzgröße der Erwartungswert der versicherten Schäden $E(X_i)$ (kurz – allerdings nicht ganz korrekt[70] - oft auch als ***Schadenerwartungswert*** bezeichnet) aus dem Risiko i ist, ist die Referenzgröße bei einer leistungsäquivalenten NRP_i der ***Leistungserwartungswert*** $E(L_i)$[71] für ein versichertes Risiko i.

Dieser *Leistungserwartungswert* $E(L_i)$ berücksichtigt neben dem

- Erwartungswert der versicherten Schäden $E(X_i)$

auch die

- Ruinwahrscheinlichkeit ρ bzw. Leistungswahrscheinlichkeit $(1\text{-}\rho)$ des Versicherers.[72]

Für eine ***leistungsäquivalente Nettorisikoprämie*** gilt daher:

$$NRP_i = E(L_i)$$

Wenn vereinfachend - u. a. - angenommen wird, dass es im Ruinfall des Versicherers zu einem *totalen* Leistungsausfall[73] kommt, dann gilt für eine leistungsäquivalente NRP_i:

---

[69] Das Prinzip der *Risikoäquivalenz* der NRP – wie oben im am Beginn des Abschnitts 2 beschrieben – stellt ab auf eine *Gleichwertigkeit* der *Leistung des Versicherers* (Deckung der mit bestimmten Eintrittswahrscheinlichkeiten sich ereignenden versicherten Schäden - Kenngröße hierfür ist der Erwartungswert $E(X_i)$ - und der *Leistung des Versicherungsnehmers*, der NRP_i, also $NRP_i=E(X_i)$.
Diese Gleichwertigkeit gilt allerdings nur unter der Annahme, dass die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers $\rho=0$ ist bzw. die Leistungswahrscheinlichkeit $(1\text{-}\rho)=1$ ist (was unrealistisch ist).
Geht man hingegen (a) von einer Ruinwahrscheinlichkeit $\rho>0$ bzw. einer Leistungswahrscheinlichkeit $(1\text{-}\rho)<1$und (b) von einer diesbezüglich (theoretisch) vollkommenen Information der Versicherungsnehmer aus, dann beeinflusst das die Versicherungsnachfrageentscheidungen und ist daher etwa in einer erweiterten Selektionsanalyse zu integrieren, die dann – wie zu zeigen ist - die herkömmliche, auf die Referenzgröße Risikoäquivalenz abstellende Antiselektionsanalyse lediglich als einen Spezialfall erscheinen lässt (Kalkulationsmangel einer speziell nicht adäquaten – nämlich überhaupt nicht stattfindenden - Berücksichtigung der Ruin- bzw. Leistungswahrscheinlichkeit des Versicherers).

[70] Denn es ist zu unterscheiden zwischen (a) dem Erwartungswert der Schäden, die der Versicherungsnehmer erleidet, und (b) dem Erwartungswert der Schäden, die von der Versicherung gedeckt sind. Selbstbehalte, Unterversicherung, eingeschränkte sachliche Deckungsumfänge etc. können Differenzen zwischen (a) und (b) ergeben.

[71] L_i steht für die *Zufallsvariable der Leistungen des Versicherers* im Hinblick auf das versicherte Risiko i.

[72] Vgl. hierzu und zum Folgenden auch Eszler, Erwin: Leistungsäquivalenz statt Risikoäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt: Konzeptionen und Konsequenzen, Nr. 5 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/4302/ , S. 4 ff. (mit vertiefenden Darstellungen); weiters auch Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion bei gegebener und mangelnder Leistungsäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt, Nr. 6 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im März 2015, https://epub.wu.ac.at/4481/ .

[73] Ohne diese Annahme wäre die leistungsäquivalente NRP_i alternativ mit einer *Zufallsvariablen der ruinbedingten Selbstbehalte* D_i mit einem entsprechenden Erwartungswert $E(D_i)$ zu kalkulieren. Vgl. dazu Eszler, Erwin: Leistungsäquivalenz statt Risikoäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt: Konzeptionen und Konsequenzen, Nr. 5 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/4302/ , S. 5 ff.

$$NRP_i = E(L_i) = \sum_{j=1}^{s} x_{ij} \cdot p_{ij} \cdot (1-\rho) = E(X_i) \cdot (1-\rho)$$

mit
x_{ij} für die einzelnen versicherten Schäden aus dem Risiko i
p_{ij} für die Eintrittswahrscheinlichkeiten von xij
s für die Gesamtanzahl der möglichen xij
ρ für die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers.
E für den Erwartungswert
X_i für die Zufallsvariable der versicherten Schäden aus dem Risiko i
L_i für die Zufallsvariable der Leistungen des Versicherers hinsichtlich des Risikos i

Bezeichnet man

- mit $\mathbf{M_i}$ die *Ausgangs-Nettorisikoprämie* für das Risiko i
und
- mit **k** den die *Leistungssicherheit des Versicherers abbildenden Korrekturfaktor*

dann gilt für eine *korrekt kalkulierte leistungsäquivalente* NRP_i mit $M_i=E(X_i)$ und $k=(1-\rho)$:

$NRP_i=M_i \cdot k=E(X_i) \cdot (1-\rho)=E(L_i)$

3.1. Abweichungen von der Referenzgröße (L): Kalkulationsmängel[74]

Bei der herkömmlichen Betrachtungsweise im Hinblick auf die Bezugsgröße Risikoäquivalenz $NRP_i=E(X_i)$ ging es einzig um Kalkulationsmängel, die zu *Nicht-Risikoäquivalenz* $NRP_i \neq E(X_i)$ führen.

Bei der Betrachtung im Hinblick auf die Bezugsgröße Leistungsäquivalenz mit

$NRP_i=M_i \cdot k=E(L_i)$

hingegen können im Hinblick die *Nicht-Leistungsäquivalenz* von Nettorisikoprämien

$NRP_i \neq E(L_i)$ bzw. $M_i \cdot k \neq E(L_i)$

die drei folgenden *Fälle von Kalkulationsmängeln* unterschieden werden:[75]

---

[74] Vgl. hierzu Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion bei gegebener und mangelnder Leistungsäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt, Nr. 6 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im März 2015, https://epub.wu.ac.at/4481/ , S. 8 ff.
[75] Dann auch als *nicht-leistungsäquivalente Nettorisikoprämien vom* α*–Typ*, β*–Typ* und γ*–Typ* bezeichnet in: Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion bei gegebener und mangelnder Leistungsäquivalenz von Nettorisi-

3.1.1. Kalkulationsmangel „abweichende Ausgangs-NRP" (L/a)

Die Ausgangs-Nettorisikoprämie M_i ist nicht risikoäquivalent

$M_i \neq E(X_i)$,

die Berücksichtigung der Leistungssicherheit/-wahrscheinlichkeit erfolgt aber in einer äquivalenten Weise

$k=(1-\rho)$,

somit also

$NRP_i=M_i \cdot k$, mit $M_i \neq E(X_i)$, $k=(1-\rho)$,

und daher

$NRP_i \neq E(X_i) \cdot (1-\rho)$

bzw.

$NRP_i \neq E(L_i)$

Kalkulationsmängel vom Typ L/a beziehen sich also auf ein Missverhältnis von Größen, die das *versicherte Einzelrisiko* des *Versicherungsnehmers* betreffen,

3.1.2. Kalkulationsmangel „abweichende Leistungswahrscheinlichkeit" (L/w)

Die Ausgangs-Nettorisikoprämie M_i ist zwar risikoäquivalent,

$M_i=E(X_i)$,

die Berücksichtigung der Leistungssicherheit/-wahrscheinlichkeit im Faktor k erfolgt aber in einer nicht-äquivalenten Weise

$k \neq (1-\rho)$[76],

somit also

---

koprämien im Versicherungsentgelt, Nr. 6 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im März 2015, https://epub.wu.ac.at/4481/ , S. 8 f.

[76] Wenn tatsächlich $\rho>0$ bzw. $(1-\rho)<1$ gegeben ist, aber in der NRP-Kalkulation k=1 angesetzt wird (wie das implizit übelicherweise in Praxis und Theorie gemacht wird), dann ist hier damit auch der Fall – bei $NRP_i=E(X_i)$ – einer *risikoäquivalenten und zugleich nicht-leistungsäquivalenten NRP* umfasst. *Die herkömmliche, auf Risikoäquivalenz abstellende NRP-Kalkulation stellt sich somit nur als ein Spezialfall einer fehlerhaften Kalkulation hinsichtlich einer leistungsäquivalenten NRP dar. Das Konzept der Leistungsäquivalenz ist daher das allgemeinere Konzept, das das Konzept der Risikoäquivalenz als Abweichungsfall miteinschließt.*

$NRP_i=M_i \cdot k$, mit $M_i=E(X_i)$, $k \neq (1-\rho)$ [77],

und daher

$NRP_i \neq E(X_i) \cdot (1-\rho)$

bzw.

$NRP_i \neq E(L_i)$

Kalkulationsmängel vom Typ L/w beziehen sich also auf ein Missverhältnis von Größen, die das *Ruinrisiko* des *Versicherers* betreffen.

3.1.3. Kalkulationsmängel „abweichende Ausgangs-NRP und abweichende Leistungswahrscheinlichkeit“ (L/a*w)

Die Ausgangs-Nettorisikoprämie M_i ist nicht risikoäquivalent,

$M_i \neq E(X_i)$,

die Berücksichtigung der Leistungssicherheit/-wahrscheinlichkeit erfolgt ebenfalls in einer nicht- äquivalenten Weise

$k \neq (1-\rho)$,

und (damit Ausschluss von Sonderfällen) die beiden Fehler (Abweichungen von den jeweils äquivalenten Werten) heben einander auch nicht auf[78]

$M_i \cdot k \neq E(X_i) \cdot (1-\rho)$,

somit also

$NRP_i=M_i \cdot k$, mit $M_i \neq E(X_i)$, $k \neq (1-\rho)$, $M_i \cdot k \neq E(X_i).(1-\rho)$,

und daher $NRP_i \neq E(X_i) \cdot (1-\rho)$,

bzw.

$NRP_i \neq E(L_i)$

[77] Eine *risikoäquivalente Nettorisikoprämie* mit $NRP_i = E(X_i)$ stellt bei $(1-\rho)<1$ also zugleich eine *nicht-leistungsäquivalente Nettorisikoprämie* mit implizit $k=1$ und somit $k \neq (1-\rho)$ und daher $NRP_i \neq E(X_i) \cdot (1-\rho)$ bzw. $NRP_i \neq E(L_i)$ dar.

[78] Da von der Annahme ausgegangen werden kann, dass wegen generell $0 \leq \rho \leq 1$ auch $0 \leq k \leq 1$ gilt (und also niemals $k>1$ sein kann – abgesehen etwa von Eingabe-, Programmierfehlern u. ä. bei einer praktischen Umsetzung), kann es nur zu einem Ausgleich der beiden Abweichungen kommen, wenn $M_i>E(X_i)$, nicht aber wenn $M_i<E(X_i)$. Unter diesen Voraussetzungen gibt es Sonderfälle, für die dann *rein rechnerisch im betragsmäßigen Ergebnis* gilt $NRP_i=M_i \cdot k=E(L_i)$, obwohl $M_i \neq E(X_i)$ und $k \neq (1-\rho)$. Beispiel: $E(X_i)=100{,}00$ €, aber $M_i=103{,}00$ €; $\rho=0{,}02$, daher $(1-\rho)=0{,}98$, aber $k=0{,}95145631..$; somit
$NRP_i=M_i \cdot k=103{,}00\text{ €} \cdot 0{,}95145631..=98{,}00\text{ €}=E(X_i) \cdot (1-\rho)=100{,}00\text{ €} \cdot 0{,}98=98{,}00\text{ €}=E(L_i)$.

Kalkulationsmängel vom Typ L/a*w beziehen sich also auf ein Missverhältnis von Größen, die das *versicherte Einzelrisiko* des *Versicherungsnehmers* betreffen, *wie auch* auf ein Missverhältnis von Größen, die das *Ruinrisiko* des *Versicherers* betreffen.

3.2. Mangelnde Leistungsäquivalenz (L): Selektionsprozesse

Die Analyse von Selektionsprozessen bei Kalkulationsmängeln im Hinblick auf die Referenzgröße Leistungsäquivalenz (L) stellt sich noch sehr viel komplizierter dar als jene von Selektionsprozessen im Hinblick auf die Referenzgröße Risikoäquivalenz (R), selbst wenn eine Reihe vereinfachender Annahmen getroffen wird. Eine erste umfangreiche Studie hierzu liegt vor.[79]

Im Folgen soll eine stark vereinfachte und modifizierte, in vielen Aspekten aber weiterentwickelte und zum Teil auch alternative Darstellung erfolgen. Auch können nicht alle Konstellationen untersucht werden, es wird vielmehr nur eine Auswahl bestimmter Konstellationen analysiert.

Wesentliche Änderung gegenüber jener vorliegenden Studie ist, dass als *Kriterium für die Beurteilung eines Selektionsprozesses* als günstig oder ungünstig neu nun die *Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers* herangezogen wird (und also nicht mehr im Hinblick auf andere Kriterien „Anti- bzw. Proselektion 1., 2. und 3. Art" unterschieden werden).

Eine Schwierigkeit bei der Analyse ist unter anderem, dass die *Entscheidungen der Versicherungsnachfrager* nicht nur von der Prämienhöhe abhängen (wie dies im Hinblick auf die Referenzgröße Risikoäquivalenz angenommen wurde), sondern auch - im Modell[80] - von der Leistungssicherheit der betreffenden Versicherer.

Es werden daher für die Modellanalysen immer jeweils vereinfachende Annahmen getroffen.

3.2.1. Kalkulationsmangel „abweichende Ausgangs-NRP" (L/a): Selektion

Hier werden wie oben im Kapitel zur Risikoäquivalenz (R) zwei Typen von *generellen* Abweichungen von der risikoäquivalenten Ausgangsprämie $M_i=E(X_i)$ unterschieden:

- einheitliche absolute Ausgangsprämien (R/a in Konstellationen mit $L/a_{R/a}$);

- einheitlich relativ-abweichende Ausgangsprämien (R/r in Konstellationen mit $L/a_{R/r}$).

[79] Vgl. Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion bei gegebener und mangelnder Leistungsäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt, Nr. 6 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im März 2015, https://epub.wu.ac.at/4481/ .

[80] *In der Praxis* hingegen mag es bedingt durch Informationsdefizite der Versicherungsnachfrager oder aber im Hinblick auf allgemein geringe Ruinwahrscheinlichkeiten in Staaten mit entwickelten und strengen Versicherungsaufsichtssystemen eine Irrelevanz der Ruinwahrscheinlichkeit der Versicherer $\rho>0$ bzw. der Leistungswahrscheinlichkeit $(1-\rho)<1$ für die Versicherungsnachfrageentscheidungen - etwa wie hier im Zusammenhang mit Selektionswirkungen - geben.

3.2.1.1. Selektion: Konstellation $L/a_{R/a}$-1/2: zwei Versicherer: unilateral abweichende, einheitliche absolute Ausgangs-NRP bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$

Es werde angenommen,

- Versicherer A verrechne eine abweichende Ausgangs-NRP in Form einer einheitlichen absoluten NRP $M_{A/c}$ mit $M_{A/c}\neq E(X_i)$[81] und daher $NRP_{A;i}\neq E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$;

- Versicherer B verrechne leistungsäquivalente Nettorisikoprämien $NRP_{B;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$;

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer sind größer als 0 und kleiner als 1: $0<(1-\rho_A)<1$, $0<(1-\rho_B)<1$;

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer seien gleich: $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$;

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer seien konstant:[82] $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$

- die Versicherungsnehmer wählen jedenfalls aus den Angeboten dieser beiden Versicherer A und B (keine weiteren Versicherer vorhanden; kein Verzicht auf Versicherung);

- die Versicherungsnehmer entscheiden – da ja auch $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ gilt - ausschließlich nach der Höhe der $NRP=M_i\cdot k$.

Dann fallen die Versicherungsnachfrage-Entscheidungen – analog zur oben untersuchten Konstellation R/r-1/2 - so aus,

- dass alle Risiken mit $M_{A/c}<E(X_i)$ wegen $M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)<E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$ bei $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ und somit $NRP_{A/c}<NRP_{B;i}$ von Versicherer B zu A kommen bzw. bei Versicherer A verbleiben bzw. neu zu versichernde Risiken nicht zu B, sondern gleich zu A kommen;

- dass alle Risiken mit $M_{A/c}>E(X_i)$ wegen $M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)>E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$ bei $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ und somit $NRP_A>NRP_{B;i}$ von Versicherer A zu B kommen bzw. bei Versicherer B bleiben bzw. neu zu versichernde Risiken nicht zu A, sondern gleich zu B kommen.

---

81 Es wird hierbei und im Folgenden also von jenen Risiken abgesehen, wo bei einer einheitlichen absoluten Ausgangsprämie *zufällig* gerade gilt $M_A=E(X_i)$. Bei solchen Risiken wären die Versicherungsnachfrager im Hinblick auf Versicherer A und Versicherer B indifferent.

82 Hierdurch wird insbesondere ausgeblendet, dass allgemein (a) jede Bestandsänderung (Fluktuation) bei den versicherten Risiken die Ruin- bzw. Leistungswahrscheinlichkeit eines Versicherers verändert, und (b) dass leistungsäquivalente NRPn selbst sofort wieder auf die Ruin- bzw. Leistungwahrscheinlichkeit zurückwirken, was wiederum sofort eine Anpassung leistungsäquivalenter NRPn erfordert (Rückkkoppelungseffekte). Vgl. dazu ausführlicher Eszler, Erwin: Leistungsäquivalenz statt Risikoäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt: Konzeptionen und Konsequenzen, Nr. 5 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/4302/ , S. 14 ff.

Es kommt also zu Selektionsprozessen kommen. Es stellt sich die Frage, wie diese aus der Sicht der jeweiligen Versicherer zu beurteilen sind. Als Kriterium hierfür sollen *Veränderungen der Vermögenserwartungswerte*[83] der betreffenden Versicherer herangezogen werden.[84]

Allgemein gilt hier für die *Änderung des Vermögenserwartungswertes eines Versicherers* $\Delta E(V_V)$ durch ein Risiko X_i,[85] wenn man

- $E(V_V)$ für den Erwartungswert des Vermögens des Versicherers für das Ende der Betrachtungsperiode,

- $V_{V,0}$ für das Vermögen des Versicherers am Beginn der Betrachtungsperiode und

- $E(Y_k)$ als Erwartungswert für das als unverändert angenommene versicherungstechnische Ergebnis (Prämien minus Schadenvergütungen für eigene Rechnung[86]) aus dem sonstigen Risikenbestand/-kollektiv im Nicht-Ruinfall setzt, sowie

- im Ruinfall eine Reduktion des Vermögens des Versicherers auf Null annimmt,

- sowie Wirkungen des betreffenden Einzelrisikos X_i auf die Ruinwahrscheinlichkeit ρ vernachlässigt,

$\Delta E(V_V) = \{[V_{V,0}+E(Y_k)+NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho)+0\cdot\rho\}-\{[V_{V,0}+E(Y_k)]\cdot(1-\rho)+0\cdot\rho\}$
$= [NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho)$.

Wenn nun also für **Versicherer A** als Ausgangsprämie eine absolute einheitliche Ausgangsprämie $M_{A/c}$ und somit insgesamt eine Nettorisikoprämie von $M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)$ angenommen wird, dann ergibt sich für den Versicherer A eine Veränderung des Vermögenserwartungswertes $E(V_A)$ von

$\Delta E(V_A) = [NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A) = = [M_{A/c}\cdot k-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A) = [M_{A/c}.(1-\rho_A)-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$
$= M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)^2-E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$

Jener Erwartungswert $E(X_i)$ eines Risikos i, bei dem es zu *keiner Änderung* des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A durch ein Risiko i bei einer bestimmten NRP kommt (und der dann zugleich die Grenze zwischen Erhöhungen und Verminderungen des Vermögenserwartungwertes darstellt), ergibt sich aus der Gleichung

---

[83] Sekundär als Folge der Selektionsprozesse können dann auch Einflüsse auf das versicherungstechnische Risiko untersucht werden.

[84] Damit stehen diese Darstellungen in engem Zusammenhang zu den Darstellungen zu *Umverteilungs*prozessen.

[85] Vgl. hierzu die tiefer gehende Analyse hierzu schon bei Eszler, Erwin: Leistungsäquivalenz statt Risikoäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt: Konzeptionen und Konsequenzen, Nr. 5 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/4302/ , S. 7 ff.

[86] Kosten und Wirkungen versicherungstechnischer Risikopolitik – wie etwa insb. Rückversicherung – werden in diesem Modell nicht berücksichtigt. – Zur Thematik der Umverteilung zwischen Versicherungsnehmer und Versicherer im Sinne der Verminderung bzw. Erhöhung von Vermögenserwartungswerten durch versicherungstechnische Risikopolitik vgl. aber Eszler, Erwin: Gibt es den umverteilungsfreien Sicherheitszuschlag im Versicherungsentgelt?, in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft 2010, Jg. 99, Heft 1, S. 65-82. – Eine allgemeine Systematik von Umverteilungseffekten im Versicherungswesen findet sich bei Eszler, Erwin: Ändert Versicherung die Vermögensverteilung? / Umverteilungseffekte im Versicherungswesen - Ein multidimensionales Systematisierungsmodell, in: Versicherungswirtschaft 2007, Jg. 62, Heft 13, S. 1053-1057.

$M_{A/c} \cdot (1-\rho_A)^2 - E(X_i) \cdot (1-\rho_A) = 0$

bzw.

$M_{A/c} \cdot (1-\rho_A)^2 = E(X_i) \cdot (1-\rho_A)$

und schließlich

$$E(X_i) = M_{A/c} \cdot \frac{(1-\rho_A)^2}{(1-\rho_A)} = M_{A/c} \cdot (1-\rho_A)$$

(Diese Lösung ist also formal – um eine mathematisch unzulässige Division durch 0 auszuschließen - nur für $\rho_A \neq 1$ zulässig; im vorliegenden Kontext heißt das also: nur für Ruinwahrscheinlichkeiten $\rho_A < 1$ bzw. für Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A) > 0$, was aber inhaltlich im Hinblick auf reale Verhältnisse unproblematisch erscheint.)

Das Ergebnis lautet also:

Es kommt bei einer bestimmten einheitlichen absoluten Ausgangsprämie $M_{A/c}$ dann nicht zu einer Veränderung des Vermögenserwartungswertes $E(V_{V;A})$ des Versicherers A durch Versicherung eines Risikos i, wenn der Erwartungswert $E(X_i)$ der versicherten Schäden aus dem Risiko i gleich ist der mit der Leistungwahrscheinlichkeit $(1-\rho_A)$ multiplizierten einheitlichen absoluten Ausgangsprämie $M_{A/c}$.

Dieses Ergebnis ist nicht überraschend: Denn wenn die einheitliche absolute Ausgangsprämie $M_{A/c}$ mit der Leistungwahrscheinlichkeit $(1-\rho_A)$ multipliziert wird, ist das Ergebnis genau die Gesamt-NRP des Versicherers A, nämlich $NRP_A = M_{A/c} \cdot k = M_{A/c} \cdot (1-\rho_A)$. Der gesuchte besondere Erwartungswert $E(X_i)$ des Risikos i entspricht mit $E(X_i) = M_{A/c} \cdot (1-\rho_A)$ also genau der eingenommenen einheitlichen absoluten NRP_A des Versicherers A. *Er ist also genau gleich der risikoäquivalenten NRP_i*. Und diese führt – im Gegensatz zu leistungsäquivalenten NRPn – eben nicht zu Umverteilungen (ex ante).[87]

Rechenbeispiel:

Annahmen:
- einheitliche absolute Risiko-Ausgangsprämie $M_{A/c}$=120,00 €;
- Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A ist ρ_A= 0,02;
- Gesamt-NRP daher $NRP_A = M_{A/c} \cdot (1-\rho_A) = 120 \cdot (1-0{,}02) = 120 \cdot 0{,}98 = 117{,}60$ €.

Gesucht:
- Erwartungswert der versicherten Schäden $E(X_h)$ aus einem konkreten Risiko h, bei dem es zu *keiner* Änderung des Vermögenserwartungswertes $E(V_{V;A})$ des Versicherers A kommt.

Lösung:

$$E(X_i) = M_{A/c} \cdot (1-\rho_A) = 120 \cdot (1-0{,}02) = 117{,}60 \text{ €}$$

[87] Vgl. hierzu auch die Ausführungen weiter unten.

Bei einem Erwartungswert der versicherten Schäden $E(X_h)=117{,}60$ kommt es also beim Versicherer A mit der absoluten Risiko-Ausgangsprämie $M_{A/c}=120{,}00$ € durch das Risiko h *nicht* zu einer Änderung des Vermögenserwartungswertes. Die Gesamtprämie $NRP_A=117{,}60$ € ist dann gleich dem Erwartungswert der versicherten Schäden $E(X_h)=117{,}60$ €.

Auch wenn man in die oben angeführte allgemeine Gleichung einsetzt, dann ergibt sich

$\Delta E(V_A) = [NRP_h-E(X_h)]\cdot(1-\rho_A) = [M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)-E(X_h)]\cdot(1-\rho_A)= [120\cdot 0{,}98-117{,}60]\cdot 0{,}98=0\cdot 0{,}98=0$ €

Risiken mit einem Erwartungswert der versicherten Schäden $E(X_i)<117{,}60$ € führen somit zu einer Erhöhung des Vermögenswartungswertes des Versicherers A,
Risiken mit einem Erwartungswert der versicherten Schäden $E(X_i)>117{,}60$ € führen somit zu einer Verminderung des Vermögenswartungswertes des Versicherers A.

Für **Versicherer B** mit der leistungsäquivalenten $NRP_{B;i} =E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$ liegt die eingenomme Gesamtprämie unter der der getroffenen Annahme $0<(1-\rho_B)<1$ *immer* unter dem Erwartungswert $E(X_i)$ des Risikos i und damit unter der risikoäquivalenten NRP. Alle Risiken des Versicherer B sind daher immer „schlechte Risiken“, die zu einer Verminderung des Vermögenserwartungswertes $E(V_{V;B})$ des Versicherers B führen (und auch zu Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherer und Versicherungsnehmer, siehe entsprechende Abschnitte weiter unten).

Wenn hierfür nochmals die weiter oben entwickelte allgemeine Gleichung für die Änderung des Vermögenserwartungswertes eines Versicherers bei einer leistungsäquivalenten NRP (unter den getroffenen Annahmen) herangezogen wird, dann ergibt sich hier für Versicherer B:

$\Delta E(V_B) = \{[V_{B;0}+E(Y_{k;B})+NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_B)+0\cdot\rho_B \}-\{[V_{B;0}+E(Y_{k;B})]\cdot(1- \rho_B)+0\cdot\rho_B \}$
$= [NRP_i-E(X_i)]\cdot(1- \rho_B)$

und wenn nun die leistungsäquivalente $NRP_{B;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$ des Versicherers B eingesetzt wird

$\Delta E(V_B) = [NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_B) = [E(X_i)\cdot(1-\rho_B)-E(X_i)]\cdot(1-\rho_B) = E(X_i)\cdot(1-\rho_B)^2-E(X_i)\cdot(1-\rho_B) = E(X_i)\cdot[(1-\rho_B)^2-(1-\rho_B)]$

Bei wie angenommen $0<\rho_B<1$ bzw. $0<(1-\rho_B)<1$ ergibt sich wegen dann $(1- \rho_B)^2<(1- \rho_B)$ und somit $[(1- \rho_B)^2-(1- \rho_B)]<0$ und $E(X_i)\cdot[(1- \rho_B)^2-(1- \rho_B)]<0$ schließlich eben eine negative Änderung des Vermögenserwartungswertes $\Delta E(V_B)<0$ für den Versicherer B.

Für den Versicherer B mit der leistungsäquivalenten NRP bedeutet also die Versicherung jedes einzelnen Risikos eine negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes.[88] [89]

[88] Darauf wird auch im Abschnitt über Umverteilungsprozesse (siehe weiter unten) zurückzukommen sein.

[89] Das ist natürlich eine höchst problematische und für die Versicherungspraxis vollkommen absurde und inakzeptable Situation. - In der vorliegenden Studie geht es aber eben um die Darstellung von Zusammenhängen bzw. um logische Folgerungen aus getroffenen Annahmen.

Daraus ist weiters zu folgern, dass jedes Weggehen bzw. Fernbleiben eines Risikos eine günstige Wirkung auf den Vermögenserwartungswert $E(V_B)$ des Versicherer B mit der leistungsäquivalenten NRP hat, und jedes Hinzukommen bzw. Verbleiben eines Risikos eine ungünstige Wirkung auf seinen Vermögenserwartungswert $E(V_B)$ hat. [90]

Diese Ergebnisse sind nun für die Selektionsanalyse zusammenzuführen mit den oben analysierten Versicherungsnachfrage-Entscheidungen. Es gibt nun vier Typen von Risiken (vgl. dazu auch folgende Abbildung):

(I) Risiken Typ I

mit $E(X_i)>M_{A/c}$,

[die dadurch *bei Versicherer A sind bzw. zu diesem kommen* wegen (s. o.)
bei annahmegemäß $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ eben $M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)<E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$ und somit $NRP_A< NRP_{B;i}$]

und zugleich mit

$$\mathbf{E(X_i) > M_{A/c} \cdot (1-\rho_A)}$$

Der Erwartungswert $E(X_i)$ dieser Risiken liegt also sowohl über der einheitlichen absoluten Ausgangsprämie $M_{A/c}$ wie auch über der eingenommenen Gesamtprämie NRP_A des Versicherers A.

Diese für den Versicherer A *ungünstigen Risiken* führen durch ihr Verbleiben bzw. ihr Hinzukommen zu einer Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:

$\Delta E(V_A)<0$

Es liegt hinsichtlich dieser Risiken somit ungünstige Selektion oder *Antiselektion* bei Versicherer A vor, genauer *unilaterale adirektionale bzw. multipel unidirektionale partielle Antiselektion* ↓,□,↓↓pA-1/2.

Für Versicherer B, für den alle Risiken „schlechte Risiken“ sind, bedeutet dies, dass er aufgrund des Abwanderns dieser Risiken zu Versicherer A bzw. aufgrund ihres Fernbleibens bzw. Ausbleibens im Vergleich zur Situation bei Verbleib oder Hinzukommen dieser Risiken hinsichtlich jedes dieser Risiken eine Erhöhung des Vermögenserwartungswertes hat und es liegt *unilaterale unidirektionale bzw. multipel-adirektionale partielle Proselektion* ↑,T,TTpP-1/2 vor.

Rechenbeispiel:

- Risiko-Ausgangsprämie (hier: einheitliche absolute Ausgangsprämie) $M_{A/c}$=120,00 € (wie oben);
- Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A ist ρ_A= 0,02 (wie oben);
- Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers B ist ρ_B= 0,02;

[90] Die logische – aber aus Praxissicht eben zugleich auch absurde - Schlussfolgerung wäre somit die Einstellung des Versicherungsbetriebes – oder aber das Abgehen von einer leistungsäquivalenten NRP (was aber dann – wie zu zeigen sein wird – zu negativen Veränderungen der Vermögenserwartungswerte der Versicherungsnehmer führt, etwa bei risikoäquivalenten NRPn).

- Erwartungswert der versicherten Schäden aus dem konkreten Risiko (Zufallsvariable) X_a ist $E(X_a)$=130,00 € (somit größer als oben).

Somit $E(X_a)>M_{A/c}$ weil 130 € >120 € und zugleich

$E(X_a) > M_{A/c} \cdot (1 - \rho_A)$ weil 130>120·(1-0,02) bzw. 130 € > 117,60 €.

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A ist *durch Verbleib bzw. Hinzukommen* des Risikos a negativ:

$\Delta E(V_A)=[M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)-E(X_a)]\cdot(1-\rho_A)=[120\cdot 0{,}98-130]\cdot 0{,}98=[117{,}60-130]\cdot 0{,}98$
$=(-12{,}40)\cdot 0{,}98= -12{,}152$

Es kommt daher bei Versicherer A zu *unilateraler unidirektionaler bzw. multipel-adirektionaler partieller Antiselektion* ↓,□,↓↓pA-1/2.

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers B ist *durch Abwandern bzw. Fernbleiben bzw. Ausbleiben* des Risikos a (daher negatives Vorzeichen) positiv:

$\Delta E(V_B) = -[NRP_{B;a}-E(X_a)]\cdot(1-\rho_B)]= -[E(X_a)\cdot(1-\rho_B)-E(X_b)]\cdot(1-\rho_B)=-[(130\cdot 0{,}98)-130]\cdot 0{,}98$
$=-[127{,}40-130]\ 0{,}98= -[-2{,}6]\ \cdot 0{,}98= +2{,}548$

Es kommt daher bei Versicherer B zu *unilateraler unidirektionaler bzw. multipel-adirektionaler partieller Proselektion* ↑,T,TTpP-1/2.

(II) Risiken Typ II

mit $E(X_i)<M_{A/c}$

[die dadurch von Versicherer A weggehen bzw. diesem fernbleiben bzw. bei diesem ausbleiben wegen (s. o.) bei annahmegemäß $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ eben $M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)>E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$ und somit $NRP_A>NRP_{B;i}$]

aber zugleich

$$\mathbf{E(X_i) > M_{A/c} \cdot (1 - \rho_A)}$$

Der Erwartungswert $E(X_i)$ dieser Risiken liegt also zwar unter der einheitlichen absoluten Ausgangsprämie $M_{A/c}$, aber über der Gesamt-NRP des Versicherers A.

Diese für den Versicherer A ungünstigen Risiken führen durch ihren Abgang bzw. ihr Fernbleiben bzw. ihr Ausbleiben zu einer Erhöhung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:

$\Delta E(V_A)>0$

Es liegt hinsichtlich dieser Risiken somit bei Versicherer A günstige Selektion oder *Proselektion* vor, genauer *unilaterale unidirektionale bzw. multipel-adirektionale partielle Antiselektion* ↑,T,TTpA-1/2.

Für Versicherer B – für den alle Risiken „schlechte Risiken“ sind, ergibt sich durch diese von Versicherer A hinzukommenden bei B verbleibenden bzw. neu zu versichernden zu B hinzukommenden Risiken jeweils eine Verminderung des Vermögenserwartungswertes:

$\Delta E(V_B)<0$

Es liegt hinsichtlich dieser Risiken somit bei Versicherer A ungünstige Selektion oder *Antiselektion* vor, genauer *unilaterale unidirektionale bzw. multipel-adirektionale partielle Antiselektion* ↓,□,↓↓pA-1/2.

Rechenbeispiel:

- Risiko-Ausgangsprämie (hier: einheitliche absolute Ausgangsprämie) $M_{A/c}$=120,00 € (wie oben);
- Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A ist ρ_A= 0,02 (wie oben);
- Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers B ist ρ_B= 0,02;
- Erwartungswert der versicherten Schäden aus dem konkreten Risiko (Zufallsvariable) X_b ist $E(X_b)$=119,00 €.

Somit $E(X_b)<M_{A/c}$ weil 119 €<120 € und zugleich

$E(X_b) > M_{A/c} \cdot (1-\rho_A)$ weil 119 > 120·(1-0,02) bzw. 119 € > 117,60 €.

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A *bei Verbleib* des Risikos b wäre negativ:

$\Delta E(V_A)=[M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)-E(X_b)]\cdot(1-\rho_A)=[120\cdot 0{,}98-119]\cdot 0{,}98=[117{,}60-119]\cdot 0{,}98$
$=(-1{,}40)\cdot 0{,}98= -1{,}372$ €

Da aber das Risiko b von Versicherer A *weggeht bzw. diesem fernbleibt bzw. bei diesem ausbleibt*, ergibt sich somit im Vergleich zur Situation bei Verbleib bzw. Hinzukommen eine positive Änderung des Vermögenserwartungswertes des *Versicherers A* von +1,372 €, also eine Erhöhung.

Für Versicherer B ergibt sich durch dieses verbleibende bzw. hinzukommende Risiko b eine Verminderung des Vermögenserwartungswertes von

$\Delta E(V_B) = [NRP_{B;b}-E(X_b)]\cdot(1-\rho_B)]= [E(X_b)\cdot(1-\rho_B)-E(X_b)]\cdot(1-\rho_B)=[(119\cdot 0{,}98)-119]\cdot 0{,}98=-$
$[116{,}62-119]\cdot 0{,}98= [-2{,}38]\cdot 0{,}98= -2{,}3324$ €.

(III) Risiken Typ III

mit $E(X_i)<M_{A/c}$

[die dadurch von Versicherer A weggehen bzw. diesem fernbleiben bzw. bei diesem ausbleiben wegen (s. o.) bei annahmegemäß $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ eben $M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)>E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$ und somit $NRP_A>NRP_{B;i}$

(III) Risiken Typ III

mit $E(X_i)<M_{A/c}$

[die dadurch von Versicherer A weggehen bzw. diesem fernbleiben bzw. bei diesem ausbleiben wegen (s. o.) bei annahmegemäß $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ eben $M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)>E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$ und somit $NRP_A>NRP_{B;i}$

und zugleich

$$\mathbf{E(X_i) < M_{A/c} \cdot (1 - \rho_A)}$$

Der Erwartungswert $E(X_i)$ dieser Risiken liegt also sowohl unter der einheitlichen absoluten Ausgangsprämie $M_{A/c}$ wie auch unter der Gesamt-NRP des Versicherers A.

Diese für den Versicherer günstigen Risiken führen durch ihren Abgang bzw. ihr Fernbleiben bzw. ihr Ausbleiben zu einer Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:

$\Delta E(V_A)<0$

Es liegt hinsichtlich dieser Risiken somit bei Versicherer A ungünstige Selektion oder *Antiselektion* vor, genauer *unilaterale unidirektionale bzw. multipel-adirektionale partielle Antiselektion* ↑,T,TTpA-1/2.

Für Versicherer B – für den alle Risiken „schlechte Risiken“ sind, ergibt sich durch diese von Versicherer A hinzukommenden bzw. bei B verbleibenden bzw. bzw. neu zu versichernden zu B hinzukommenden Risiken jeweils ebenfalls eine Verminderung des Vermögenserwartungswertes:

$\Delta E(V_B)<0$

Es liegt hinsichtlich dieser Risiken somit bei Versicherer B ebenfalls ungünstige Selektion oder *Antiselektion* vor, genauer *unilaterale unidirektionale bzw. multipel-adirektionale partielle Antiselektion* ↑,T,TTpA-1/2.

Es kommt somit hier bezüglich der Risiken Typ III insgesamt zu *bilateraler unidirektionaler und multipel-adirektionaler partieller Antiselektion*, wobei es sich bei der *bilateralen unidirektionalen partiellen Antiselektion* ↑,↓pA-2/2 um eine *bilaterale verbundene Antiselektion handelt*, bei den beiden *bilateralen adirektionalen partiellen Antiselektionen* T,□pA-2/2 und TT,↓↓pA-2/2 um *bilaterale getrennte Antiselektionen.* Vgl. dazu die folgende Abbildung.

Rechenbeispiel:

- Risiko-Ausgangsprämie (hier: einheitliche absolute Ausgangprämie) $M_{A/c}$=120,00 € (wie oben);
- Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A ist ρ_A= 0,02 (wie oben);

- Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers B ist ρ_B= 0,02;
- Erwartungswert der versicherten Schäden aus dem konkreten Risiko (Zufallsvariable) X_c ist $E(X_c)$=110,00 €.

Somit $E(X_c)<M_{A/c}$ weil 110 €<120 € und zugleich

$E(X_c) < M_{A/c} \cdot (1 - \rho_A)$ weil 110 < 120·(1-0,02) bzw. 110 € <117,60 €.

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A *bei Verbleib* des Risikos c wäre positiv:

$\Delta E(V_A)=[M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)-E(X_c)]\cdot(1-\rho_A)=[120\cdot 0{,}98-110]\cdot 0{,}98=[117{,}60-110]\cdot 0{,}98$
$=(+7{,}60)\cdot 0{,}98= +7{,}448$ €

Da aber das Risiko c von Versicherer A *weggeht bzw. diesem fernbleibt bzw. bei diesem ausbleibt*, ergibt sich somit im Vergleich zur Situation bei Verbleib bzw. Hinzukommen eine negative Änderung des Vermögenserwartungswertes des *Versicherers A* von -7,448 €, also eine Verminderung.

Für Versicherer B ergibt sich durch dieses verbleibende bzw. hinzukommende Risiko c ebenfalls eine Verminderung des Vermögenserwartungswertes von

$\Delta E(V_B) = [NRP_{B;c}-E(X_c)]\cdot(1-\rho_B)]= [E(X_c)\cdot(1-\rho_B)-E(X_c)]\cdot(1-\rho_B)=[(110\cdot 0{,}98)-110]\ \cdot 0{,}98=-$
$[107{,}80-110]\ \cdot 0{,}98= [-2{,}20]\ \cdot 0{,}98= -2{,}156$ €.

In der folgenden Abbildung sind die Ergebnisse der Analyse der drei Fälle mit den drei Risikotypen in einer Übersicht tabellarisch dargestellt:

Selektionsprozesse bei den Versicherern A und B bei verschiedenen Typen von Risiken nach der Höhe von $E(X_i)$	**$E(X_i)>M_{A/c}$** Risiko X_i wechselt von B zu **A** bzw. verbleibt bei **A** und bleibt B fern bzw. kommt gleich **A** und bleibt bei B aus		**$E(X_i)<M_{A/c}$** Risiko X_i wechselt von A zu **B** bzw verbleibt bei **B** und bleibt A fern bzw. kommt gleich **B** und bleibt bei A aus		**bilaterale Selektion**
	unilaterale Selektion		**unilaterale Selektion**		
	Versicherer A	**Versicherer B** (alle Risiken ungünstig)	**Versicherer A**	**Versicherer B** (alle Risiken ungünstig)	
	Risiken Typ I				
$E(X_i)>M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)$ Risiko für A ungünstig	↓pA-1/2	↑pP-1/2			
	□ pA-1/2	TpP-1/2			
	↓↓pA-1/2	TTpP-1/2			
			Risiken Typ II		
			↑pP-1/2	↓pA-1/2	
			TpP-1/2	□pA-1/2	
			TTpP-1/2	↓↓pA-1/2	
$E(X_i)<M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)$ Risiko für A günstig	Kombination unmöglich [wenn $E(X_i)>M_{A/c}$, dann kann bei $0<(1-\rho_A)<1$ nicht $E(X_i)<M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)$ sein]		**Risiken Typ III**		
			↑pA-1/2	↓pA-1/2	↑,↓pA-2/2
			pA-1/2	□pA-1/2	T,□pA-2/2
			TTpA-1/2	↓↓pA-1/2	TT,↓↓pA-2/2

Abb. 39: Konstellation $L/a_{R/a}$-1/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$=const.: Selektionsprozesse bei Versicherer A mit der einheitlichen absoluten Ausgangsprämie $M_{A/c}$ und bei Versicherer B mit leistungsäquivalenten NRPn nach verschiedenen Typen von Risiken

Sowohl beim Versicherer A wie auch beim Versicherer B treten also hinsichtlich der ***Risiken Typ I*** *bzw.* ***II*** jeweils *unilaterale multipel-direktionale partielle Antiselektionen und Proselektionen* auf; hinsichtlich der ***Risiken Typ III*** jedoch *bilaterale multipel-direktionale partielle Antiselektionen und insgesamt* ***bilaterale*** *multipel-direktionale* ***totale Antiselektion***.

Ein Kalkulationsmangel beim Versicherer A führt also auch zu Pro- bzw. Antiselektionseffekten beim *anderen* Versicherer B, bei dem es sich somit um ***extern induzierte oder derivative Selektion*** handelt.
Zugleich kommt es bei Versicherer B auch zu einer Selektion nach der Größe der Risiken, gemessen am Erwartungswert der versicherten Schäden $E(X_i)$.

Zu erinnern ist daran, dass alle diese logisch abgeleiteten Ergebnisse nur unter den Annahmen gelten, dass Versicherer A und B *gleiche* Leistungswahrscheinlichkeiten aufweisen und die

Versicherten *jedenfalls einen der beiden* Versicherer wählen (und somit Verzicht auf Versicherung nicht in Frage kommt).

3.2.1.2. Selektion: Konstellation L/$a_{R/a}$-1/m; m≥3: mehr als zwei Versicherer: unilateral abweichende, einheitlich absolute Ausgangs-NRPn bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=(1-\rho_C)=\ldots=const.$

Die Konstellation stellt sich wie die Konstellation L/$a_{R/a}$-1/2 oben dar und bedarf keiner eigenen Analyse, da *alle* Versicherer mit den *leistungsäquivalenten NRPn wie oben ein Versicherer B* zu sehen sind und *zwischen* diesen Versicherern *keine* Selektionsprozesse stattfinden. Die Versicherungsnehmer sind hinsichtlich aller dieser Versicherer mit den leistungsäquivalenten NRPn sind - bei ja angenommen $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=(1-\rho_C)=\ldots=const.$ - indifferent.

3.2.1.3. Selektion: Konstellation L/$a_{R/a}$-2/2: zwei Versicherer: bilateral abweichende, jeweils einheitliche absolute Ausgangs-NRPn bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$

Es werde angenommen,

- Versicherer A verrechne eine abweichende Ausgangs-NRP in Form einer einheitlichen absoluten Ausgangsprämie, daher $M_{A/c}\neq E(X_i)$[91] und $NRP_{A/;i}\neq E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$;

- Versicherer B verrechne eine abweichende Ausgangs-NRP in Form einer einheitlichen absoluten Ausgangsprämie, daher $M_{B/c}\neq E(X_i)$[92] und $NRP_{B;i}\neq E(X_i).(1-\rho_B)$;

- die Ausgangs-NRP von Versicherer A ist nicht gleich der Ausgangs-NRP von Versicherer B: $M_A\neq M_B$;[93]

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer sind größer als 0 und kleiner als 1: $0<(1-\rho_A)<1$, $0<(1-\rho_B)<1$;

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer seien gleich: $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$.

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer seien konstant: $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$

- die Versicherungsnehmer wählen jedenfalls aus den Angeboten dieser beiden Versicherer A und B (keine weiteren Versicherer vorhanden; kein Verzicht auf Versicherung);

---

91 Es wird hierbei und im Folgenden von jenen Risiken abgesehen, wo *zufällig* gerade gilt $M_{A/c}=E(X_i)$.

92 Es wird hierbei und im Folgenden von jenen Risiken abgesehen, wo *zufällig* gerade gilt $M_{B/c}=E(X_i)$.

93 Hier würden – es gilt ja auch die Annahme $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ – bei damit vollkommen gleichen Angeboten der beiden Versicherer A und B keinerlei Selektionsprozesse stattfinden. Die Versicherungsnachfrage wären hinsichtlich der beiden Versicherer A und B indifferent.

- die Versicherungsnehmer entscheiden – da ja auch $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ gilt - ausschließlich nach der Höhe der $NRP=M_i \cdot k$.

Dann gibt es zwei mögliche Fälle für die Versicherungsnachfrage-Entscheidungen

$\mathbf{M_{A/c}>M_{B/c}}$	$\mathbf{M_{A/c}<M_{B/c}}$
alle Risiken X_i wechseln von A zu **B** bzw. verbleiben bei **B** und bleiben A fern bzw. wählen gleich **B** und bleiben bei A aus	**alle** Risiken X_i wechseln von B zu **A** bzw. verbleiben bei **A** und bleiben B fern bzw. wählen gleich **A** und bleiben bei B aus

Abb. 40: Konstellation $L/a_{R/a}$-2/2: Versicherungsnachfrage-Entscheidungen

Im Folgenden wird zunächst nur der Fall $M_{A/c}>M_{B/c}$ dargestellt. (Die Selektionswirkungen im Fall $M_{A/c}<M_{B/c}$ wären dann genau umgekehrt.)

Auch hier gilt für die beiden Versicherer A und B die oben abgeleitete Feststellung, dass
- Risiken mit $E(X_i)>M_c \cdot (1-\rho)$ ungünstig sind
und
- Risiken mit $E(X_i)<M_c \cdot (1-\rho)$ günstig sind.

Für jeden der beiden Versicherer A und B gibt es wieder jeweils drei Risikotypen (wie oben in der Konstellation $L/a_{R/a}$-1/2):

(a) $E(X_i)>M_c$ und $E(X_i)>M_c \cdot (1-\rho)$ und somit Risiko i „schlechtes Risiko“;

(b) $E(X_i)<M_c$ aber $E(X_i)>M_c \cdot (1-\rho)$ und somit Risiko i „schlechtes Risiko“;

(b) $E(X_i)<M_c$ und $E(X_i)<M_c \cdot (1-\rho)$ und somit Risiko i „gutes Risiko“.

In der folgenden Abbildung sind die Selektionsprozesse zusammengestellt:

$M_{A/c}>M_{B/c}$ (alle Risiken bei B)	**Versicherer B**		
	$E(X_i)>M_{B/c}$ und $E(X_i)>M_{B/c}\cdot(1-\rho_B)$ für B ungünstig	$E(X_i)<M_{B/c}$ aber $E(X_i)>M_{B/c}\cdot(1-\rho_B)$ für B ungünstig	$E(X_i)<M_{B/c}$ und $E(X_i)<M_{B/c}\cdot(1-\rho_B)$ für B günstig
Versicherer A			
$E(X_i)>M_{A/c}$ und $E(X_i)>M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)$ für A ungünstig	A: ↑,TTpP-1/2 B: □,↓,↓↓pA-1/2	A: ↑,TTpP-1/2$_i$ B: □,↓,↓↓pA-1/2	[logisch wegen Annahme $M_{A/c}>M_{B/c}$ nicht möglich]
$E(X_i)<M_{A/c}$ aber $E(X_i)>M_{A/c}$ $(1-\rho_A)$ für A ungünstig	A: ↑,TTpP-1/2 B: □,↓,↓↓pA-1/2	A: ↑,TTpP-1/2 B: □,↓,↓↓pA-1/2	[logisch wegen Annahme $M_{A/c}>M_{B/c}$ nicht möglich]
$E(X_i)<M_{A/c}$ und $E(X_i)<M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)$ für A günstig	A: ↑,TTpA-1/2 B: □,↓,↓↓pA-1/2 bilaterale partielle Antiselektion	A: ↑,TTpA-1/2 B: □,↓,↓↓pA-1/2 bilaterale partielle Antiselektion	A: ↑,TTpA-1/2 B: □,↓,↓↓pP-1/2

Abb. 41: Konstellation L/a$_{R/a}$-2/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=$const.: Selektionsprozesse bei Versicherer A und Versicherer B mit jeweils einheitlicher absoluter Ausgangsprämie $M_{A(c}$ bzw. $M_{B/c}$ nach verschiedenen Typen von Risiken

Es gibt auch eine *alternative Darstellungs- bzw. Analyseweise*, in der nicht primär auf die Typen der Risiken nach der Höhe der Erwartungswerte $E(X_i)$ abgestellt wird (wie oben), sondern auf *Prämienverhältnisse* (wobei dabei im Folgenden dann wieder beide Möglichkeiten $M_{A/c}>M_{B/c}$ und $M_{A/c}<M_{B/c}$ berücksichtigt werden):

Es wird dabei nicht vom für die Beurteilung der Günstigkeit eines Risikos für den Versicherer maßgeblichen Verhältnis

$E(X_i)$ zu $NRP=M_c\cdot(1-\rho)$ bzw. $\frac{E(X_i)}{M_c\cdot(1-\rho)}$

ausgegangen, sondern vom (durch bloße Umformung[94] erhältlichen) Verhältnis

M_c zu $\frac{E(X_i)}{(1-\rho)}$.

Es ist dann

[94] Es wird dabei von der Gleichung für den hinsichtlich der Günstigkeit *neutralen* Fall ausgegangen: $E(X_i)=NRP=M_c\cdot(1-\rho)$; daraus ergibt sich $M_c=\frac{E(X_i)}{(1-\rho)}$.

$\mathrm{M_c} > \frac{\mathrm{E(X_i)}}{(1-\rho)}$ für den Versicherer günstig [vgl. vorher entsprechend $\mathrm{M_c} \cdot (1-\rho) > \mathrm{E(X_i)}$]
und
$\mathrm{M_c} < \frac{\mathrm{E(X_i)}}{(1-\rho)}$ für den Versicherer ungünstig [vgl. vorher entsprechend $\mathrm{M_c} \cdot (1-\rho) < \mathrm{E(X_i)}$].

Für die beiden Fälle $M_{A/c}>M_{B/c}$ und $M_{A/c}<M_{B/c}$ gibt es im Hinblick auf die einzelnen Risiken i in Bezug auf die Verhältnisse

$M_{A/c}\colon \frac{E(X_i)}{(1-\rho_A)}$ bzw. $M_{B/c}\colon \frac{E(X_i)}{(1-\rho_B)}$

und damit für die Günstigkeit oder Ungünstigkeit der einzelnen Risiken für den jeweiligen Versicherer sowie dann für das „Verhältnis dieser Verhältnisse zu einander“, darstellbar als

$$[M_{A/c}\colon \frac{E(X_i)}{(1-\rho_A)} \text{ zu } M_{B/c}\colon \frac{E(X_i)}{(1-\rho_B)}] \quad \text{oder} \quad \frac{\frac{M_{A/c}}{[\frac{E(X_i)}{(1-\rho_A)}]}}{\frac{M_{B/c}}{[\frac{E(X_i)}{(1-\rho_B)}]}} \quad \text{oder} \quad \frac{\left[\frac{M_{A/c}}{\left[\frac{E(X_i)}{(1-\rho_A)}\right]}\right]}{\left[\frac{M_{B/c}}{\left[\frac{E(X_i)}{(1-\rho_B)}\right]}\right]},$$

wiederum je drei Unterfälle (vgl. die beiden folgenden Abbildungen):

(I) Fallgruppe mit $M_{A/c}>M_{B/c}$ (alle Risiken bei B)		Versicherer B	
		$M_{B/c} > \frac{E(X_i)}{(1-\rho_B)}$	$M_{B/c} < \frac{E(X_i)}{(1-\rho_B)}$
Versicherer A	$M_{A/c} > \frac{E(X_i)}{(1-\rho_A)}$	Risiko X_i für A günstig für B günstig	Risiko X_i für A günstig für B ungünstig
	$M_{A/c} < \frac{E(X_i)}{(1-\rho_A)}$	[logisch wegen Annahmen $M_{A/c}>M_{B/c}$ und $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ nicht möglich]	Risiko X_i für A ungünstig für B ungünstig

Abb. 42: Konstellation $L/a_{R/a}$-2/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$=const.: Fall $M_{A/c}>M_{B/c}$ mit den drei Unterfällen von Prämienverhältnissen im Hinblick auf die Günstigkeit von Risiken für Versicherer A und Versicherer B mit jeweils einheitlicher absoluter Ausgangsprämie $M_{A/c}$ bzw. $M_{B/c}$

(II) Fallgruppe mit $M_{A/c}<M_{B/c}$ (alle Risiken bei A)		Versicherer B	
		$M_{B/c} > \frac{E(X_i)}{(1-\rho_B)}$	$M_{B/c} < \frac{E(X_i)}{(1-\rho_B)}$
Versicherer A	$M_{A/c} > \frac{E(X_i)}{(1-\rho_A)}$	Risiko X_i für A günstig für B günstig	[logisch wegen Annahmen $M_{A/c}<M_{B/c}$ und $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ nicht möglich]
	$M_A < \frac{E(X_i)}{(1-\rho_A)}$	Risiko X_i für A ungünstig für B günstig	Risiko X_i für A ungünstig für B ungünstig

Abb. 43: Konstellation $L/a_{R/a}$-2/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$=const.: Fall $M_{A/c}<M_{B/c}$ mit den drei Unterfällen von Prämienverhältnissen im Hinblick auf die Günstigkeit von Risiken für Versicherer A und Versicherer B mit jeweils einheitlicher absoluter Ausgangsprämie $M_{A/c}$ bzw. $M_{B/c}$

Im Folgenden werden alle diese Fälle von Prämienverhältnissen im Hinblick auf Selektionswirkungen analysiert.

(I) Fallgruppe $M_{A/c}>M_{B/c}$ (vgl. hierzu auch die folgende Abbildung)

Alle Risiken X_i wechseln von Versicherer A zu B bzw. verbleiben bei B bzw. bleiben damit A fern bzw. wählen gleich B und bleiben damit bei A aus.

(Ia) Unterfall: Kombination $M_{A/c} > \frac{E(X_{i;a})}{(1-\rho_A)}$ mit $M_{B/C} > \frac{E(X_{i/a})}{(1-\rho_B)}$

- Alle diese für den Versicherer A günstigen Risiken vom Typ $X_{i/a;}$ sind nicht bei A (Antiselektion) und
- alle diese für den Versicherer B günstigen Risiken vom Typ $X_{i/a}$ sind bei B (Proselektion).

(Ib) Unterfall: Kombination $M_{A/c} > \frac{E(X_{i/b})}{(1-\rho_A)}$ mit $M_{B/c} < \frac{E(X_{i/b})}{(1-\rho_B)}$

- Alle diese für den Versicherer A günstigen Risiken vom Typ $X_{i/b}$ sind nicht bei A (Antiselektion) und
- alle diese für den Versicherer B ungünstigen Risiken vom Typ $X_{i/b}$ sind bei B (Antiselektion).

Risiken vom Typ $X_{i/b}$ bewirken also *Antiselektion sowohl bei Versicherer A wie bei Versicherer B.* Es kommt somit zu *bilateraler Antiselektion.*

(Ic) Unterfall: Kombination $M_{A/c} < \frac{E(X_{i/c})}{(1-\rho_A)}$ mit $M_{B/c} < \frac{E(X_{i/c})}{(1-\rho_B)}$

- Alle diese für den Versicherer A ungünstigen Risiken vom Typ $X_{i/c}$ sind nicht bei A (Proselektion) und
- alle diese für den Versicherer B ungünstigen Risiken vom Typ $X_{i/c}$ sind bei B (Antiselektion).

Das Ergebnis der Selektionsanalyse für die Fallgruppe mit $M_{A/c} > M_{B/c}$ ist in der folgenden Abbildung dargestellt:

(I) Fallgruppe mit $M_{A/c} > M_{B/c}$ (alle Risiken bei B)		Versicherer B: $M_{B/c} > \frac{E(X_i)}{(1-\rho_B)}$ für B günstig	Versicherer B: $M_{B/c} < \frac{E(X_i)}{(1-\rho_B)}$ für B ungünstig
Versicherer A	$M_{A/c} > \frac{E(X_i)}{(1-\rho_A)}$ für A günstig	Risiko Typ $X_{i/a}$ **Antiselektion bei A** **Proselektion bei B**	Risiko Typ $X_{i/b}$ **Antiselektion bei A** **Antiselektion bei B** **bilaterale Antiselektion**
Versicherer A	$M_{A/c} < \frac{E(X_i)}{(1-\rho_A)}$ für A ungünstig	[logisch wegen Annahme $M_{A/c} > M_{B/c}$ nicht möglich]	Risiko Typ $X_{i/c}$ **Proselektion bei A** **Antiselektion bei B**

Abb. 44: Konstellation L/$a_{R/a}$-2/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$=const.: Fall $M_{A/c} < M_{B/c}$ mit den drei Unterfällen von Prämienverhältnissen im Hinblick auf Selektionswirkungen für Versicherer A und Versicherer B mit jeweils einheitlicher absoluter Ausgangsprämie $M_{A/c}$ bzw. $M_{B/c}$

Rechenbeispiel Ia
- für die Fallgruppe I mit $M_{A/c} > M_{B/c}$ (alle Risiken bei B) und
- für den Unterfall Ia der Risiken vom Typ $X_{i/a}$ und somit der Kombination

$M_{A/c} > \frac{E(X_{i/a})}{(1-\rho_A)}$ mit $M_{B/c} > \frac{E(X_{i/a})}{(1-\rho_B)}$

Annahmen:
- Risiko-Ausgangsprämie (hier: absolute Durchschnittsprämie) $M_{A/c}$=160,00 €;
- Risiko-Ausgangsprämie (hier: absolute Durchschnittsprämie) $M_{B/c}$=130,00 €;
- Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A ist ρ_A= 0,02;
- Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers B ist ρ_B= 0,02;

- Erwartungswert der versicherten Schäden aus dem konkreten Risiko (Zufallsvariable) X_a ist $E(X_a)$=110,00 €.

Selektionseffekte:

Versicherer A:

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A wäre bei Verbleib bzw. Hinzukommen des Risikos X_a positiv:

$\Delta E(V_A)=[M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)-E(X_a)]\cdot(1-\rho_A)=[160\cdot 0{,}98-110]\cdot 0{,}98=[156{,}80-110]\cdot 0{,}98=46{,}8\cdot 0{,}98=$ +45,864 €.

Da nun aber das Risiko X_a weggeht bzw. fernbleibt bzw. ausbleibt, ergibt sich eine negative Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A von $\Delta E(V_A)$=-45,864 € und somit Antiselektion.

Versicherer B:

Die Auswirkung auf den Vermögenserwartungswert des Versicherers B ist durch Verbleib bzw. Hinzukommen des Risikos X_a positiv:

$\Delta E(V_B)=[M_{A/c}\cdot(1-\rho_B)-E(X_a)]\cdot(1-\rho_B)=[130\cdot 0{,}98-110]\cdot 0{,}98=[127{,}40-110]\cdot 0{,}98=17{,}4\cdot 0{,}98=$ +17,052 €.

Somit ergibt sich durch die positive Auswirkung auf den Vermögenserwartungswert des Versicherer B von $\Delta E(V_B)$=+17,052 € beim Versicherer B Proselektion.

<u>Rechenbeispiel Ib</u>
- für die Fallgruppe I mit $M_{A/c}>M_{B/c}$ (alle Risiken bei B) und
- für den Unterfall Ib der Risiken vom Typ $X_{i/b}$ und somit der Kombination
$M_{A/c} > \frac{E(X_{i/b})}{(1-\rho_A)}$ mit $M_{B/c} < \frac{E(X_{i/b})}{(1-\rho_B)}$

Annahmen:
- Risiko-Ausgangsprämie (hier: absolute Durchschnittsprämie) $M_{A/c}$=160,00 € (wie oben);
- Risiko-Ausgangsprämie (hier: absolute Durchschnittsprämie) $M_{B/c}$=130,00 € (wie oben);
- Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A ist ρ_A= 0,02 (wie oben);
- Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers B ist ρ_B= 0,02 (wie oben);
- Erwartungswert der versicherten Schäden aus dem konkreten Risiko (Zufallsvariable) X_b nun aber $E(X_b)$=140,00 €.

Selektionseffekte:

Versicherer A:

Die Auswirkung auf den Vermögenserwartungswert des Versicherers A wäre bei Verbleib bzw. Hinzukommen des Risikos X_a positiv:

$\Delta E(V_A)=[M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)-E(X_b)]\cdot(1-\rho_A)=[160\cdot 0{,}98-140]\cdot 0{,}98=[156{,}80-140]\cdot 0{,}98=16{,}8\cdot 0{,}98=$ +16,464 €.

Da nun aber das Risiko X_b weggeht, ergibt sich eine negative Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A von $\Delta E(V_A)$=-16,464 € und somit Antiselektion.

Versicherer B:

Die Auswirkung auf den Vermögenserwartungswert des Versicherers B ist durch Verbleib bzw. Hinzukommen des Risikos X_b negativ:

$\Delta E(V_B)=[M_{B/c}\cdot(1-\rho_B)-E(X_b)]\cdot(1-\rho_b)=[130.0{,}98-140]\cdot 0{,}98=[127{,}40-140]\cdot 0{,}98=-12{,}60\cdot 0{,}98= -12{,}348$

Somit ergibt sich durch die negative Auswirkung auf den Vermögenserwartungswert des Versicherers B von $\Delta E(V_B)$=-12,348 € beim Versicherer B Antiselektion.

Es kommt also durch das Risiko X_b *bei beiden Versicherern* zu *Antiselektion*, wobei die Wirkung auf den Vermögenserwartungswert von Versicherer A $\Delta E(V_A)$=-16,464 € beträgt und für Versicherer B $\Delta E(V_B)$=-12,348 €.

Rechenbeispiel Ic
- für die Fallgruppe I mit $M_{A/c}>M_{B/c}$ (alle Risiken bei B) und
- für den Fall Ic der Risiken vom Typ $X_{i/c}$ und somit der Kombination

$M_{A/c} > \frac{E(X_{i/c})}{(1-\rho_A)}$ mit $M_{B/c} > \frac{E(X_{i/c})}{(1-\rho_B)}$

Annahmen:
- Risiko-Ausgangsprämie (hier: absolute Durchschnittsprämie) M_A=160,00 € (wie oben);
- Risiko-Ausgangsprämie (hier: absolute Durchschnittsprämie) M_B=130,00 € (wie oben);
- Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A ist ρ_A= 0,02 (wie oben);
- Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers B ist ρ_B= 0,02 (wie oben);
- Erwartungswert der versicherten Schäden aus dem konkreten Risiko (Zufallsvariable) X_c nun aber $E(X_c)$= € 180,-

Selektionseffekte:

Versicherer A:

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A wäre bei Verbleib bzw. Hinzukommen des Risikos X_c negativ:

$\Delta E(V_A)=[M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)-E(X_c)]\cdot(1-\rho_A)=[160\cdot 0{,}98-180]\cdot 0{,}98=[156{,}80-180]\cdot 0{,}98=-23{,}20\cdot 0{,}98= -22{,}736$ €.

Da nun aber das Risiko X_c weggeht bzw. fernbleibt bzw. ausbleibt, ergibt sich eine positive Auswirkung auf den Vermögenserwartungswert des Versicherers A von $\Delta E(V_A)$=+22,736 € und somit Proselektion.

Versicherer B:

Die Auswirkung auf den Vermögenserwartungswert des Versicherers B ist durch Verbleib bzw. Hinzukommen des Risikos X_c negativ:

$\Delta E(V_B)=[M_{B/c}\cdot(1-\rho_B)-E(X_c)]\cdot(1-\rho_b)=[130\cdot 0{,}98-180]\cdot 0{,}98=[127{,}40-180]\cdot 0{,}98=-52{,}60\cdot 0{,}98=$ -51,548 €.

Somit ergibt sich durch die negative Auswirkung auf den Vermögenserwartungswert des Versicherer B von $\Delta E(V_B)$=-51,548 € beim Versicherer B Antiselektion.

(II) Fallgruppe mit $M_{A/c}<M_{B/c}$

Alle Risiken X_i bleiben bei A bzw. wechseln von B zu A bzw. wählen gleich A.

(IIa) Unterfall: Kombination $M_{A/c} > \frac{E(X_{i/d})}{(1-\rho_A)}$ mit $M_{B/c} > \frac{E(X_{i/d})}{(1-\rho_B)}$

- Alle diese für den Versicherer A günstigen Risiken vom Typ $X_{i/d}$ sind bei A (Proselektion) und
- alle diese für den Versicherer B günstigen Risiken vom Typ $X_{i/d}$ sind nicht bei B (Antiselektion).

(IIb) Unterfall: Kombination $M_{A/c} < \frac{E(X_{i/e})}{(1-\rho_A)}$ mit $M_{B/c} > \frac{E(X_{i/e})}{(1-\rho_B)}$

- Alle diese für den Versicherer A ungünstigen Risiken vom Typ $X_{i/e}$ sind bei A (Antiselektion) und
- alle diese für den Versicherer B günstigen Risiken vom Typ $X_{i/e}$ sind nicht bei B (Antiselektion).

Risiken vom Typ $X_{i/e}$ bewirken also *Antiselektion sowohl bei Versicherer A wie bei Versicherer B*. Es kommt somit zu *bilateraler Antiselektion*.

(IIc) Unterfall: Kombination $M_{A/c} < \frac{E(X_{i/f})}{(1-\rho_A)}$ mit $M_{B/c} < \frac{E(X_{i/f})}{(1-\rho_B)}$

- Alle diese für den Versicherer A ungünstigen Risiken vom Typ $X_{i/f}$ sind bei A (Antiselektion) und
- alle diese für den Versicherer B ungünstigen Risiken vom Typ $X_{i/f}$ sind nicht bei B (Proselektion).

Das Ergebnis der Selektionsanalyse für die Fallgruppe mit $M_{A/c}<M_{B/c}$ ist in der folgenden Abbildung dargestellt:

<table>
<tr><td colspan="2" rowspan="2">(II) Fallgruppe mit $M_{A/c}<M_{B/c}$
(alle Risiken bei A)</td><td colspan="2">Versicherer B</td></tr>
<tr><td>$M_{B/c} > \frac{E(X_i)}{(1-\rho_B)}$
für B günstig</td><td>$M_{B/c} < \frac{E(X_i)}{(1-\rho_B)}$
für B ungünstig</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Versicherer A</td><td>$M_{A/c} > \frac{E(X_i)}{(1-\rho_A)}$
für A günstig</td><td>Risiko Typ $X_{i/d}$
Proselektion bei A
Antiselektion bei B</td><td>[logisch wegen Annahme
$M_{A/c}<M_{B/c}$
nicht möglich]</td></tr>
<tr><td>$M_{A/c} < \frac{E(X_i)}{(1-\rho_A)}$
für A ungünstig</td><td>Risiko Typ $X_{i/e}$
Antiselektion bei A
Antiselektion bei B
bilaterale Antiselektion</td><td>Risiko Typ $X_{i/f}$
Antiselektion bei A
Proselektion bei B</td></tr>
</table>

Abb. 45: Konstellation L/$a_{R/a}$-2/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten (1-ρ_A)=(1-ρ_B)=const.: Fall $M_{A/c}>M_{B/c}$ mit den drei Unterfällen von Prämienverhältnissen im Hinblick auf Selektionswirkungen für Versicherer A und Versicherer B mit jeweils einheitlicher absoluter Ausgangsprämie $M_{A/c}$ bzw. $M_{B/c}$

3.2.1.4. Selektion: Konstellation L/$a_{R/a}$-g/m; mit g≥3, m≥3, g=m: mehr als zwei Versicherer: multilateral abweichende, jeweils einheitliche absolute Ausgangs-NRPn bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten (1-ρ_A)=(1-ρ_B)=(1-ρ_C)=…=const.

In der Konstellation L/$a_{R/a}$-g/m; mit g≥3, m≥3, g=m und (1-ρ_A)=(1-ρ_B)=(1-ρ_C)=…=const. sind alle Risiken beim Versicherer Z mit der niedrigsten einheitlichen absoluten Ausgangsprämie $M_{Z/c}$. Die Selektionswirkungen bei diesem Versicherer und jedem einzelnen der anderen Versicherer lassen sich dann analog zur Konstellation L/$a_{R/a}$-2/2 mit (1-ρ_A)=(1-ρ_B)=const. darstellen.

3.2.1.5. Selektion: Konstellation L/$a_{R/r}$-1/2: zwei Versicherer: unilateral einheitlich relativ-abweichende Ausgangs-NRP bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=\text{const.}$

Es werde angenommen,

- Versicherer A verrechne eine einheitlich relativ-abweichende Ausgangs-NRP der Form $M_{i/p}= p_A\cdot(X_i)$ mit p_A=const. und $0<p_A<1$ oder $p_A>1$ und somit $p_A\neq1$, daher $M_{i/p}\neq E(X_i)$, insgesamt also $NRP_{A/p;i}= p_A\cdot E(X_i).(1-\rho_A)$ und somit $NRP_{A/p,i}\neq E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$;

- Versicherer B verrechne eine leistungsäquivalente $NRP_{B;i} =E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$;

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer sind größer als 0 und kleiner als 1: $0<(1-\rho_A)<1$, $0<(1-\rho_B)<1$;

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer seien gleich: $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$;

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer seien konstant: $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=\text{const.}$

- die Versicherungsnehmer wählen jedenfalls aus den Angeboten dieser beiden Versicherer A und B (keine weiteren Versicherer vorhanden; kein Verzicht auf Versicherung);

- die Versicherungsnehmer entscheiden – da ja auch $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ gilt - ausschließlich nach der Höhe der $NRP=M_i\cdot k$.

Die Versicherungsnachfrage-Entscheidungen sind dann einfach darzustellen: Es gibt nur zwei Fälle:

- Ist $p_A<1$ und damit $NRP_{A/p,i}< NRP_{B;i}$, dann sind alle Risiken bei A (Fall I).
- Ist $p_A>1$ und damit $NRP_{A/p,i}> NRP_{B;i}$, dann sind alle Risiken bei B (Fall II).

Fall I: $p_A<1$	Fall II: $p_A>1$
alle Risiken X_i wechseln von B zu **A** bzw. verbleiben bei **A** und bleiben B fern bzw. wählen gleich **A** und bleiben bei B aus	**alle** Risiken X_i wechseln von A zu **B** bzw. verbleiben bei **B** und bleiben A fern bzw. wählen gleich **B** und bleiben bei A aus

Abb. 46: Konstellation L/$a_{R/r}$-1/2: Versicherungsnachfrage-Entscheidungen

(I) Fall $p_A<1$

Wegen $p_A \cdot E(X_i) \cdot (1-\rho_A) < E(X_i) \cdot (1-\rho_B)$ und damit $NRP_{A/p;i} < NRP_{B;i}$ sind alle Risiken bei A.

Versicherer A:

Hier ist wieder - unter den schon weiter oben gemachten Annahmen - die Änderung des Vermögenserwartungswertes für den Versicherer A durch ein Risiko X_i aus der schon von obiger Darstellung bekannten allgemeinen Gleichung zu ermitteln:

$$\Delta E(V_A) = \{[V_{A;0}+E(Y_{k;A})+NRP_{i;A}-E(X_i)] \cdot (1-\rho_A)+0 \cdot \rho_A\}-\{[V_{V;0}+E(Y_k)] \cdot (1-\rho_A)+0 \cdot \rho_A\}$$
$$= [NRP_{i;A}-E(X_i)] \cdot (1-\rho_A)= [p_A \cdot E(X_i) \cdot (1-\rho_A)-E(X_i)] \cdot (1-\rho_A)= p_A \cdot E(X_i) \cdot (1-\rho_A)^2-E(X_i) \cdot (1-\rho_A)$$

Die Prämie, bei der es zu *keiner Änderung* des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A durch ein Risiko i kommt, ergibt sich aus der Gleichung

$$p_A \cdot E(X_i) \cdot (1-\rho_A)^2-E(X_i) \cdot (1-\rho_A)=0$$

bzw.

$$p_A \cdot E(X_i) \cdot (1-\rho_A)^2=E(X_i) \cdot (1-\rho_A)$$

und schließlich durch Umformung

über

$$p_A \cdot (1-\rho_A)=1$$

zu

$$p_A = \frac{1}{(1-\rho_A)}$$

(Diese Lösung ist also formal – um eine mathematisch unzulässige Division durch 0 auszuschließen - nur für $\rho_A \neq 1$ zulässig, im vorliegenden Kontext heißt das also für Ruinwahrscheinlichkeiten $\rho_A<1$ bzw. für Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)>0$, was aber inhaltlich im Hinblick auf reale Verhältnisse unproblematisch erscheint.)

Das Ergebnis lautet also: *Es kommt dann nicht zu einer Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A bei einem Risiko X_i, wenn der Faktor p_A, um den die Risiko-Ausgangsprämie $M_{A/p}$ vom Erwartungswert $E(X_i)$ abweicht, gleich ist dem Kehrwert der Leistungswahrscheinlichkeit des Versicherers A.*

Dieses Ergebnis ist konsistent mit dem schon weiter oben für eine einheitliche Ausgangsprämie M_c dargestellen Ergebnis, dass es zu keiner Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers kommt, wenn dort gilt $E(X_i)=M_c \cdot (1-\rho)$ bzw.

$$M_c = \frac{E(X_i)}{(1-\rho)}$$

Denn es ergibt sich auch hier jetzt bei einer einheitlich relativ-abweichenden Ausgangsprämie

$$E(X_i) = M_{A/p} \cdot p_A = M_{A/p} \cdot \frac{1}{(1-\rho_A)}$$

Da alle Risiken wegen $NRP_{A/p<1;i}$<$NRP_{B;i}$ bei A sind, ergibt sich für Versicherer A

im Fall von

$$p_A < \frac{1}{(1-\rho_A)}$$

eine negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes bei Versicherung jedes einzelnen Riskos X_i und somit *totale Antiselektion*.

Im Fall von

$$p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$$

würde dies an sich zu einer Erhöhung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers führen, ist aber wegen der hier eingangs getroffenen Annahme $p_A<1$ ausgeschlossen.
(Da ja für die Leistungswahrscheinlichkeit hier aus mathematisch-formalen Gründen jedenfalls gelten muss $0<(1-\rho_A)\leq 1$, würde bei $0<(1-\rho_A)<1$ der Bruch $\frac{1}{(1-\rho_A)} > 1$ sein; bzw. würde bei $(1-\rho_A)=1$ der Bruch $\frac{1}{(1-\rho_A)} = 1$ sein.)

Versicherer B:

Wie schon weiter oben ausgeführt wurde, bedeutet für einen Versicherer mit der leistungsäquivalenten NRP – hier Versicherer B - die Versicherung *jedes einzelnen Risikos* eine negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes.

Da alle Risiken wegen $NRP_{A/p<1;i}$<NRP_B bei A sind, ergibt sich für Versicherer B *totale Proselektion*. Er hat dann im Modell aber keine Risiken mehr.

Vgl. zu diesen Analyseergebnissen auch die folgende Abbildung.

<table>
<tr><td colspan="2" rowspan="2">(I) Fall p_A<1

(alle Risiken bei A)</td><td>Versicherer B</td></tr>
<tr><td>$NRP_{B;i}$ =$E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$

für B ungünstig</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Versicherer A

$NRP_{A/p;i<1;i}$=
$M_{A/p<1;i}\cdot(1-\rho)$</td><td>$p_A < \frac{1}{(1-\rho_A)}$

für A ungünstig</td><td>totale Antiselektion bei A: ↓,□,↓↓tA-1/2
totale Proselektion bei B: A: ↑,T,TTtP-1/2</td></tr>
<tr><td>$p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$

für A günstig</td><td>[wegen Annahme p_A<1
logisch nicht möglich]</td></tr>
</table>

Abb. 47: Konstellation $L/a_{R/r}$-1/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$=const.: Fall $p_A<1$ im Hinblick auf Selektionswirkungen für Versicherer A und Versicherer B

(II) Fall $p_A>1$

Wegen $p_A\cdot E(X_i)\cdot(1-\rho_A)>E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$ und damit $NRP_{A/p>1;i}>NRP_{B;i}$ sind alle Risiken bei B.

Versicherer A:

Aus der obigen Ableitung ergibt sich, dass für einen Faktor

$$p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$$

die Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherer A durch Versicherung eines Risikos X_i positiv ist und sich somit wegen des Weggehens bzw. Fernbleibens aller Risiken *totale Antiselektion* ergibt, bei

$$p_A < \frac{1}{(1-\rho_A)}$$

die Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherer A durch Versicherung eines Risikos X_i negativ ist und sich somit wegen des Weggehens bzw. Fernbleibens aller Risiken *totale Proselektion* ergibt. Er hat dann im Modell aber keine Risiken mehr.

Versicherer B:

Wie schon weiter oben ausgeführt wurde, bedeutet für einen Versicherer mit der leistungsäquivalenten NRP – hier Versicherer B - die Versicherung *jedes einzelnen Risikos* eine negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes.

Da alle Risiken wegen $NRP_{A/p>1,i}>NRP_B$ zu B kommen, ergibt sich für Versicherer B totale Antiselektion.

<table>
<tr><td colspan="2" rowspan="2">(II) Fallgruppe mit $p_A>1$

(alle Risiken bei B)</td><td>Versicherer B</td></tr>
<tr><td>$NRP_{B;i} = E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$

für B ungünstig</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Versicherer A

$NRP_{A/p;i>1;i}=$
$M_{A/p>1;i}\cdot(1-\rho)$</td><td>$p_A < \frac{1}{(1-\rho_A)}$

für A ungünstig</td><td>totale Proselektion bei A: ↑,T,TTtA-1/2
totale Antiselektion bei B: ↓,□,↓↓tA-1/2

2</td></tr>
<tr><td>$p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$

für A günstig</td><td>totale Antiselektion bei A: ↑,T,TTtA-1/2
totale Antiselektion bei B: □,↓,↓↓tA-1/2
bilaterale totale Antiselektion</td></tr>
</table>

Abb. 48: Konstellation $L/a_{R/r}$-1/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=$const.: Fall $p_A>1$ im Hinblick auf Selektionswirkungen für Versicherer A und Versicherer B

Zu bemerken ist, dass sich im im Fall

$p_A>1$ mit $p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$

für beide Versicherer A und B totale Antiselektion und somit *bilaterale totale Antiselektion* ergibt.

Hierzu abschließend noch ein Rechenbeispiel:

Annahmen:

- Versicherer A verrechne eine $NRP_{A/p>1;i}$, bei der die Ausgangsprämie einheitlich um 20 % überhöht ist, also $p_A = 1{,}2 =$ const., somit $M_{A/p;i} = 1{,}20\cdot E(X_i)$ und $NRP_{A/p;i} \neq E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$;

- Versicherer B verrechne eine leistungsäquivalente $NRP_{B;i} = E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$;
- die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A ist $\rho_A = 0{,}02$;
- die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers B ist $\rho_B = 0{,}02$;
- die Ruinwahrscheinlichkeiten sind konstant;
- Erwartungswert der versicherten Schäden aus dem konkreten Risiko (Zufallsvariable) X_g ist $E(X_g)=140{,}00$ €.

Es ergibt sich somit für die Versicherungsnachfrageentscheidung:

$NRP_{A/p;g} = 1{,}2\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_A) = 1{,}2\cdot 140\cdot 0{,}98 = 164{,}64$ €

$NRP_{B;g} = E(X_g)\cdot(1-\rho_B) = 140\cdot 0{,}98 = 137{,}20$ €

Wegen $NRP_{A/p;g} > NRP_{B;g}$ fällt die Versicherungsnachfrageentscheidung für Versicherer B aus.

Selektionseffekte:

Aus

$$\frac{1}{(1-\rho_A)} = \frac{1}{(1-0{,}02)} = 1{,}0204..$$

ergibt sich

$p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$, konkret $1{,}20 > 1{,}0204..$

und damit, dass das Risiko X_g günstig für Versicherer A wäre. Da es jedoch bei Versicherer B ist ergibt sich für Versicherer A *Antiselektion*.

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer A bei Versicherung des Risikos X_g wäre

$\Delta E(V_A)=[V_{V;0}+E(Y_{k;A})+NRP_A-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}-\{[V_V+E(Y_{k;A})]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}$
$= [NRP_{A/p;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)=[p_A\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)=[1{,}2\cdot 140\cdot(1-0{,}02) - 140\cdot(1-0{,}02)]\cdot(1-0{,}02) = [168\cdot 0{,}98 - 140\cdot 0{,}98]\cdot 0{,}98 = 27{,}44\cdot 0{,}98=+26{,}8912$ €

Da das Risiko aber nicht bei Versicherer A ist, entgeht Versicherer A diese Erhöhung des Vermögenserwartungswertes und die Differenz dieser Vermögenserwartungswerte ist $\Delta E(V_A)=-26{,}8912$ € und es liegt somit Antiselektion vor.

Für Versicherer B mit der leistungsäquivalenten NRP_B ergibt sich die folgende Änderung des Vermögenserwartungswertes:

$\Delta E(V_B)=[NRP_{B;g}-E(X)]\cdot(1-\rho_B) = [E(X_g)\cdot(1-\rho_B)-E(X_g)]\cdot(1-\rho_B)=E(X_g)\cdot(1-\rho_B)^2-E(X_g)\cdot(1-\rho_B) = E(X_g)\cdot[(1-\rho_B)^2-(1-\rho_B)] = 140\cdot[(1-0{,}02)^2- (1-0{,}02)] = 140\cdot[0.9604 - 0{,}98] = 140\cdot(-0{,}0196)$
$= -2{,}744$ €

Die negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer B durch das Risiko X_g, das bei Versicherer B ist bzw. zu diesem kommt, bedeutet ebenfalls *Antiselektion*.

Im vorliegenden Fall ist also die Wirkung des Antiselektionseffektes bei Versicherer A deutlich größer, nämlich eine Veränderung des Vermögenserwartungswertes um -26,8912 €, als bei Versicherer B mit einer Änderung des Vermögenserwartungswertes von -2,744 €.

3.2.1.6. Selektion: Konstellation L/a$_{R/r}$-2/2: zwei Versicherer: bilateral jeweils einheitlich relativ-abweichende Ausgangs-NRPn bei gleichen Leistungswahrscheinlichkeiten (1-ρ_A)=(1-ρ_B)=const.

Sowohl Versicherer A wie auch Versicherer B verrechnen eine einheitlich relativ-abweichende Ausgangs-NRP. Die Ruinwahrscheinlichkeiten hingegen werden in den NRPn beider Versicherer richtig berücksichtigt.

Bei der Analyse dieser Konstellation kann in weiterer Folge dann auf Ergebnisse aus der Analyse der Konstellation L/a/$_{R/r}$-1/2 aus dem vorigen Abschnitt zurückgegriffen werden.

Vorweg sind zunächst die Versicherungsnachfrage-Entscheidungen darzustellen: Es gibt nur zwei Fälle:

- Ist $p_A<p_B$, dann sind alle Risiken bei A (Fall I).
- Ist $p_A>p_B$, dann sind alle Risiken bei B (Fall II).

Fall I: $p_A<p_B$	Fall II: $p_A> p_B$
alle Risiken X_i wechseln von B zu **A** bzw. verbleiben bei **A** und bleiben B fern bzw. wählen gleich **A** und bleiben bei B aus	**alle** Risiken X_i wechseln von A zu **B** bzw. verbleiben bei **B** und bleiben A fern bzw. wählen gleich **B** und bleiben bei A aus

Abb. 49: Konstellation L/a$_{R/r}$-2/2: Versicherungsnachfrage-Entscheidungen

(I) Fallgruppe $p_A<p_B$

Alle sind alle Risiken bei Versicherer A.

Für die Günstigkeit bzw. Ungünstigkeit der Risiken für die Versicherer A und B gibt dann es folgende Fälle (vgl. auch die folgende Abbildung):

<table>
<tr><td colspan="2" rowspan="2">(I) Fallgruppe mit p_A<p_B

(alle Risiken bei A)</td><td colspan="2">Versicherer B</td></tr>
<tr><td>$p_B < \frac{1}{(1-\rho_B)}$

für B ungünstig</td><td>$p_B > \frac{1}{(1-\rho_B)}$

für B günstig</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Versicherer A</td><td>$p_A < \frac{1}{(1-\rho_A)}$
für A ungünstig</td><td>A:
totale Antiselektion
↓,□,↓↓tA-1/2

B:
totale Proselektion
↑,T,TTtP-1/2</td><td>A:
totale Antiselektion
↓,□,↓↓tA-1/2

B:
totale Antiselektion
bei ↑,T,TTtA-1/2

totale bilaterale Antiselektion</td></tr>
<tr><td>$p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$

für A günstig</td><td>[wegen der Annahmen p_A<p_B und $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ logisch nicht möglich]</td><td>A:
totale Proselektion
↓,□,↓↓tP-1/2

B:
totale Antiselektion
↑,T,TTtA-1/2</td></tr>
</table>

Abb. 50: Konstellation L/$a_{R/r}$-2/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$=const.: Fall $p_A<p_B$ im Hinblick auf Selektionswirkungen für Versicherer A und Versicherer B

(Ia) Unterfall für $p_A<p_B$ mit $p_A < \frac{1}{(1-\rho_A)}$ und $p_B < \frac{1}{(1-\rho_B)}$

Rechenbeispiel:

Annahmen:
- Versicherer A verrechne eine $NRP_{A/p;i}$, bei der die Ausgangsprämie einheitlich um 20 % zu niedrig angesetzt ist, also p_A =0,80, somit $M_{A/p;i}$= 0,80·E(X_i) und $NRP_{A/p;i} \neq E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$;
- die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A ist ρ_A= 0,02 und konstant;
- dann gilt bei dieser Annahme auch

$p_A < \frac{1}{(1-\rho_A)}$, da $0{,}80 < \frac{1}{(1-0{,}02)}$ bzw. $0{,}80 < 1{,}0204..$;

- Versicherer B verrechne eine $NRP_{B/p;i}$, bei der die Ausgangsprämie einheitlich um 10 % zu niedrig angesetzt ist, also p_B =0,90, somit $M_{B/p;i}$= 0,90·E(X_i) und $NRP_B \neq E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$;
- die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers B ist ρ_B= 0,02 und konstant;
- dann gilt bei dieser Annahme auch

$p_B < \frac{1}{(1-\rho_B)}$, da $0{,}90 < \frac{1}{(1-0{,}02)}$ bzw. $0{,}90 < 1{,}0204..$;

- Erwartungswert der versicherten Schäden aus dem konkreten Risiko (Zufallsvariable) X_g sei E(X_g)=140,00 €.

Es ergibt sich somit für die Versicherungsnachfrageentscheidung:

$NRP_{A/pA;g} = p_A\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_A) = 0{,}80\cdot 140\cdot 0{,}98 = 109{,}76$ €

$NRP_{B/pB;g} = p_B\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_B) = 0{,}90\cdot 140\cdot 0{,}98 = 123{,}48$ €

Wegen $NRP_{A/p;g}$<$NRP_{A/p;g}$ fällt die Versicherungsnachfrageentscheidung für Versicherer A .

Selektionseffekte:

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer A bei Versicherung des Risikos X_g wäre

$\Delta E(V_A)=\{[V_{A;0}+E(Y_{k;A})+NRP_{A;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}-\{[V_{A;0}+E(Y_{k;A})]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}$
$= [NRP_{A/p;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)= [p_A\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)$
$= [0{,}80\cdot 140\cdot(1-0{,}02)-140]\cdot(1-0{,}02) = [112{,}00\cdot 0{,}98-140]\cdot 0{,}98 = -30{,}24\cdot 0{,}98 =-29{,}6352$ €.

Bei Versicherer A erzeugt also das Risiko X_g eine Änderung des Vermögenserwartungswertes von $\Delta E(V_A)$=-29,6352 € im Zuge einer Antiselektion.

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer B bei Versicherung des Risikos X_g wäre

$\Delta E(V_B) = \{[V_{B;0}+E(Y_{k;B})+NRP_{B;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_B)+0\cdot\rho_B\}-\{[V_{B;0}+E(Y_{k;B})]\cdot(1-\rho_B)+0\cdot\rho_B\}$
$= [NRP_{B/p;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_B)= [p_B\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_B)-E(X_g)]\cdot(1-\rho_B)$
$= [0{,}90\cdot 140\cdot(1-0{,}02)-140]\cdot(1-0{,}02) = [126{,}00\cdot 0{,}98 - 140]\cdot 0{,}98 = -16{,}52\cdot 0{,}98 =-16{,}1896$ €.

Da aber das Risiko nicht bei B ist, ergibt sich im Zuge von Proselektion eine Veränderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer B durch das weggehende bzw. fernbleibende Risiko X_g, im Ausmaß von $\Delta E(V_B)$=+16,1896 €.

(Ib) Unterfall für p_A<p_B mit $p_A < \frac{1}{(1-\rho_A)}$ und $p_B > \frac{1}{(1-\rho_B)}$

Annahmen:

- Versicherer A verrechne eine $NRP_{A;i}$, bei der die Ausgangsprämie einheitlich um 20 % zu niedrig angesetzt ist, also p_A =0,80, somit $M_{A/p;i}$= 0,80·E(X_i) und $NRP_{A/p;i} \neq E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$;
- die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A ist ρ_A= 0,02 und konstant;
- dann gilt bei dieser Annahme auch

$p_A < \frac{1}{(1-\rho_A)}$, da $0{,}80 < \frac{1}{(1-0{,}02)}$ bzw. $0{,}80 < 1{,}0204..$;

- Versicherer B verrechne eine $NRP_{B;i}$, bei der die Ausgangsprämie einheitlich um 10 % zu hoch angesetzt ist, also $p_B = 1{,}10$, somit $M_{B/p;i} = 1{,}10 \cdot E(X_i)$ und $NRP_{B/p;i} \neq E(X_i) \cdot (1-\rho_B)$;
- die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers B ist $\rho_B = 0{,}02$ und konstant;
- dann gilt bei dieser Annahme dann auch

$p_B > \frac{1}{(1-\rho_B)}$, da $1{,}10 > \frac{1}{(1-0{,}02)}$ bzw. $1{,}10 > 1{,}0204..$;

- Erwartungswert der versicherten Schäden aus dem konkreten Risiko (Zufallsvariable) X_g sei $E(X_g) = 140{,}00$ €.

Es ergibt sich somit für die Versicherungsnachfrageentscheidung:

$NRP_{A/pA;g} = p_A \cdot E(X_g) \cdot (1-\rho_A) = 0{,}80 \cdot 140 \cdot 0{,}98 = 109{,}76$ €

$NRP_{B/pB;g} = p_B \cdot E(X_g) \cdot (1-\rho_B) = 1{,}10 \cdot 140 \cdot 0{,}98 = 150{,}92$ €

Wegen $NRP_{A/p;g} < NRP_{B/p;g}$ fällt die Versicherungsnachfrageentscheidung für Versicherer A aus.

Selektionseffekte:

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer A bei Versicherung des Risikos X_g wäre

$\Delta E(V_A) = \{[V_{A;0} + E(Y_{k;A}) + NRP_{A;g} - E(X_g)] \cdot (1-\rho_A) + 0 \cdot \rho_A\} - \{[V_{A;0} + E(Y_{k;A})] \cdot (1-\rho_A) + 0 \cdot \rho_A\}$
$= [NRP_{A/p;g} - E(X_g)] \cdot (1-\rho_A) = [p_A \cdot E(X_g) \cdot (1-\rho_A) - E(X_g)] \cdot (1-\rho_A) =$
$[0{,}80 \cdot 140 \cdot (1-0{,}02) - 140] \cdot (1-0{,}02) = [112{,}00 \cdot 0{,}98 - 140] \cdot 0{,}98 = -30{,}24 \cdot 0{,}98 = -29{,}6352$ € .

Bei Versicherer A erzeugt also das Risiko X_g eine Änderung des Vermögenserwartungswertes von $\Delta E(V_A) = -29{,}6352$ € im Zuge einer *Antiselektion*.

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer B bei Versicherung des Risikos X_g wäre

$\Delta E(V_B) = \{[V_{B;0} + E(Y_{k;B}) + NRP_{B;g} - E(X_g)] \cdot (1-\rho_B) + 0 \cdot \rho_B\} - \{[V_{B;0} + E(Y_{k;B})] \cdot (1-\rho_B) + 0 \cdot \rho_B\}$
$= [NRP_{B/p;g} - E(X_g)] \cdot (1-\rho_B) = [p_B \cdot E(X_g) \cdot (1-\rho_B) - E(X_g)] \cdot (1-\rho_B)$
$= [1{,}10 \cdot 140 \cdot (1-0{,}02) - 140] \cdot (1-0{,}02) = [154{,}00 \cdot 0{,}98 - 140] \cdot 0{,}98 = +10{,}92 \cdot 0{,}98 = +10{,}7016$ € .

Da aber das Risiko nicht bei B ist, ergibt sich im Zuge von Antiselektion eine Veränderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer B durch das weggehende bzw. fernbleibende bzw. ausbleibende Risiko X_g im Ausmaß von $\Delta E(V_B) = -10{,}7016$ €.

Bei beiden Versicherern tritt also *Antiselektion* auf. Das gilt in Bezug auf alle Risiken im Rahmen dieser Konstellation.

Daher handelt es sich hier um *totale Antiselektion bei Versicherer A und zugleich totale Antiselektion bei Versicherer B* und somit um *bilaterale totale Antiselektion.*

(Ic) Unterfall für $p_A<p_B$ mit $p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$ und $p_B > \frac{1}{(1-\rho_B)}$

Annahmen:

- Versicherer A verrechne eine $NRP_{A;i}$, bei der die Ausgangsprämie einheitlich um 5 % zu hoch angesetzt ist, also p_A=1,05, somit $M_{A/p;i}$= 1,05·$E(X_i)$ und $NRP_{A/p;i} \neq E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$;
- die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A ist ρ_A= 0,02 und konstant;
- dann gilt bei dieser Annahme auch

$p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$, da $1{,}05 > \frac{1}{(1-0{,}02)}$ bzw. $1{,}05 > 1{,}0204..$;

- Versicherer B verrechne eine $NRP_{B;i}$, bei der die Ausgangsprämie einheitlich um 10 % zu hoch angesetzt ist, also p_B =1,10, somit $M_{B/p;i}$= 1,10·$E(X_i)$ und $NRP_{B/p;i} \neq E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$;
- die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers B ist ρ_B= 0,02 und konstant;
- dann gilt bei dieser Annahme dann auch

$p_B > \frac{1}{(1-\rho_B)}$, da $1{,}10 > \frac{1}{(1-0{,}02)}$ bzw. $1{,}10 > 1{,}0204..$;

- Erwartungswert der versicherten Schäden aus dem konkreten Risiko (Zufallsvariable) X_g sei $E(X_g)$=140,00 €.

Es ergibt sich somit für die Versicherungsnachfrageentscheidung:

$NRP_{A/pA;g} = p_A\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_A) = 1{,}05\cdot 140\cdot 0{,}98 = 144{,}06$ €

$NRP_{B/pB;g} = p_B\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_B) = 1{,}10\cdot 140\cdot 0{,}98 = 150{,}92$ €

Wegen $NRP_{A/pA;g}<NRP_{A/pB;g}$ fällt die Versicherungsnachfrageentscheidung für Versicherer A aus.

Selektionseffekte:

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer A bei Versicherung des Risikos X_g ist

$\Delta E(V_A)=\{[V_{A;0}+E(Y_{k;A})+NRP_{A;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}-\{[V_{A;0}+E(Y_{k;A})]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}$
$= [NRP_{A/p;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)= [p_A\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)$
$= [1{,}05\cdot 140\cdot(1-0{,}02) - 140]\cdot(1-0{,}02) = [147{,}00\cdot 0{,}98 - 140]\cdot 0{,}98 = 4{,}06\cdot 0{,}98 =+3{,}9788$ € .

Bei Versicherer A erzeugt also das Risiko X_g eine Änderung des Vermögenserwartungswertes von $\Delta E(V_A)$=+3,9788 € im Zuge einer Proselektion. Das gilt für alle Risiken im Rahmen dieser Konstellation.

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer B bei Versicherung des Risikos X_g wäre

$\Delta E(V_B) = \{[V_{B;0}+E(Y_{k;B})+NRP_{B;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_B)+0\cdot\rho_B\}-\{[V_{B;0}+E(Y_{k;B})]\cdot(1-\rho_B)+0\cdot\rho_B\}$
$= [NRP_{B/p;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_B)= [p_B\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_B)-E(X_g)]\cdot(1-\rho_B)$
$= [1{,}10\cdot 140\cdot(1-0{,}02)-140]\cdot(1-0{,}02) = [154{,}00\cdot 0{,}98-140]\cdot 0{,}98 = +10{,}92\cdot 0{,}98 =+10{,}7016$ €.

Da aber das Risiko nicht bei B ist, ergibt sich im Zuge von *Antiselektion* eine Veränderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer B durch das weggehende bzw. fernbleibende bzw. ausbleibende Risiko X_g, im Ausmaß von $\Delta E(V_B)$ =-10,7016 €. Das gilt für alle Risiken im Rahmen dieser Konstellation

Ergebnis:
- *totale Proselektion bei Versicherer A*
- *totale Antiselektion bei Versicherer B*

(II) Fallgruppe $p_A>p_B$

Da die Konstellationen lediglich spiegelbildlich verkehrt hinsichtlich Versicherer A und Versicherer B sind, brauchen sie hier nicht nochmals analysiert werden, sondern die obigen Analysen können mutatis mutandis auf diese Fallgruppe übertragen werden.

3.2.1.7. Selektion: Konstellation $L/a_{R/r}$-g/m; mit g≥3, m≥3, g=m: mehr als zwei Versicherer: multilateral jeweils einheitlich relativ-abweichende Ausgangs-NRPn bei gleichen Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=(1-\rho_C)=\ldots=$const.

Aus der Vielzahl der hier möglichen Konstellationen soll im Folgenden nur die Konstellation $L/a_{R/r}$-3/3 herausgegriffen und untersucht werden.

Hinsichtlich der Verhältnisse der drei Nettorisikoprämien der drei Versicherer A, B, und C zueinander – die ja unter den getroffenen Annahmen nur von p_A, p_B und p_C abhängen - gibt es dann die folgenden Möglichkeiten

(I)	$p_A < p_B$ und $p_B < p_C$	somit insgesamt	$p_A < p_B < p_C$
(II)	$p_B < p_A$ und $p_A < p_C$	somit insgesamt	$p_B < p_A < p_C$
(III)	$p_A < p_C$ und $p_C < p_B$	somit insgesamt	$p_A < p_C < p_B$
(IV)	$p_C < p_A$ und $p_A < p_B$	somit insgesamt	$p_C < p_A < p_B$
(V)	$p_B < p_C$ und $p_C < p_A$	somit insgesamt	$p_B < p_C < p_A$
(VI)	$p_C < p_B$ und $p_B < p_A$	somit insgesamt	$p_C < p_B < p_A$

Es genügt aber, davon nur eine Kombination – im Folgenden wird es die Kombination (I) sein – zu analysieren. Die Ergebnisse können dann mutatis mutandis auf die anderen Kombinationen übertragen werden.

Für die Kombination (I) mit $p_A<p_B<p_C$ gibt es dann hinsichtlich der Günstigkeit der NRP für die einzelnen Versicherer unter der Annahme gleicher und konstanter Leistungswahrscheinlichkeiten aller Versicherer mit $(1-\rho_A) = (1-\rho_B) = (1-\rho_C)$ wieder folgende Sub-Kombinatinen (vgl. dazu auch die Analyse der möglichen Kombinationen für die Konstellation $L/a_{R/r}$-2/2):

(Ia) $p_A < \frac{1}{(1-\rho_A)}$ und $p_B < \frac{1}{(1-\rho_B)}$ und $p_C < \frac{1}{(1-\rho_C)}$

(Ib) $p_A < \frac{1}{(1-\rho_A)}$ und $p_B < \frac{1}{(1-\rho_B)}$ und $p_C > \frac{1}{(1-\rho_C)}$

(Id) $p_A < \frac{1}{(1-\rho_A)}$ und $p_B > \frac{1}{(1-\rho_B)}$ und $p_C > \frac{1}{(1-\rho_C)}$

(Ih) $p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$ und $p_B > \frac{1}{(1-\rho_B)}$ und $p_C > \frac{1}{(1-\rho_C)}$

(Anmerkung: Die Kombinationen (Ic) $p_A < \frac{1}{(1-\rho_A)}$ und $p_B > \frac{1}{(1-\rho_B)}$ und $p_C < \frac{1}{(1-\rho_C)}$ sowie (Ie) $p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$ und $p_B < \frac{1}{(1-\rho_B)}$ und $p_C < \frac{1}{(1-\rho_C)}$ sowie (If) $p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$ und $p_B < \frac{1}{(1-\rho_B)}$ und $p_C > \frac{1}{(1-\rho_C)}$ sowie (Ig) $p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$ und $p_B > \frac{1}{(1-\rho_B)}$ und $p_C < \frac{1}{(1-\rho_C)}$ würden der Annahme $p_A < p_B < p_C$ widersprechen, da ja auch $(1-\rho_A) = (1-\rho_B) = (1-\rho_C)$ angenommen wurde.)

Die Versicherungsnachfrage-Entscheidungen fallen bei allen Risiken X_i für den Versicherer A mit der niedrigsten Prämie aus. In Verbindung mit der Günstigkeit/Ungünstigkeit der Risiken lassen sich dann einfach die Selektionsphänomene bestimmen, wobei „Proselektion“ hier zugleich auch bedeutet, dass hier der betroffene Versicherer dann keine Risiken mehr hat.

Folgende Konstellationen sind dann möglich (vgl. die folgende Abbildung):

Konstellation L/$a_{R/r}$-3/3 im Fall $p_A<p_B<p_C$ (alle Risiken bei A)			**Versicherer C**	
			$p_C < \frac{1}{(1-\rho_C)}$ für C ungünstig	$p_C > \frac{1}{(1-\rho_C)}$ für C günstig
Versi-che-rer A bzw. B	$p_A < \frac{1}{(1-\rho_A)}$ für A ungünstig	$p_B < \frac{1}{(1-\rho_B)}$ für B ungünstig	(Ia) **Antiselektion bei A** **Proselektion bei B** **Proselektion bei C**	(Ib) **Antiselektion bei A** **Proselektion bei B** **Antiselektion bei C**
		$p_B > \frac{1}{(1-\rho_B)}$ für B günstig	(Ic) [wegen der Annahmen $p_A<p_B<p_A$ und $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=(1-\rho_B)$ logisch nicht möglich]	(Id) **Antiselektion bei A** **Antiselektion bei B** **Antiselektion bei C** **trilaterale Antiselektion**
	$p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$ für A günstig	$p_B < \frac{1}{(1-\rho_B)}$ für B ungünstig	(Ie) [wegen der Annahmen $p_A<p_B<p_A$ und $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=(1-\rho_B)$ logisch nicht möglich]	(If) [wegen der Annahmen $p_A<p_B<p_A$ und $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=(1-\rho_B)$ logisch nicht möglich]
		$p_B > \frac{1}{(1-\rho_B)}$ für B günstig	(Ig) [wegen der Annahmen $p_A<p_B<p_A$ und $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=(1-\rho_B)$ logisch nicht möglich]	(Ih) **Proselektion bei A** **Antiselektion bei B** **Antiselektion bei C**

Abb. 51. Konstellation L/$a_{R/r}$-3/3 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=(1-\rho_C)$=const.: Fall $p_A<p_B<p_C$ im Hinblick auf Selektionswirkungen für Versicherer A, B und C

Rechenbeispiel:

Fall Ih:

Annahmen:

- Versicherer A verrechne eine $NRP_{A;i}$, bei der die Ausgangsprämie einheitlich um 5 % zu hoch angesetzt ist, also p_A =1,05, somit $M_{A/p;i}$=1,05·E(X_i) und $NRP_{A/p;i} \neq E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$;
- die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A ist ρ_A= 0,02 und konstant;
- dann gilt bei dieser Annahme auch

$p_A > \frac{1}{(1-\rho_A)}$, da $1{,}05 > \frac{1}{(1-0{,}02)}$ bzw. $1{,}05 > 1{,}0204..$;

- Versicherer B verrechne eine $NRP_{B;i}$, bei der die Ausgangsprämie einheitlich um 10 % zu hoch angesetzt ist, also p_B =1,10, somit $M_{B/p;i}$= 1,10·E(X_i) und $NRP_{B/p;i} \neq E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$;
- die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers B ist ρ_B= 0,02 und konstant;
- dann gilt bei dieser Annahme dann auch

$p_B > \frac{1}{(1-\rho_B)}$, da $1{,}10 > \frac{1}{(1-0{,}02)}$ bzw. $1{,}10 > 1{,}0204..$;

- Versicherer C verrechne eine $NRP_{C;i}$, bei der die Ausgangsprämie einheitlich um 15 % zu hoch angesetzt ist, also p_c =1,15, somit $M_{C/p;i}$= 1,15·E(X_i) und $NRP_{C/p;i} \neq E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$;
- die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers B ist ρ_B= 0,02 und konstant;
- dann gilt bei dieser Annahme dann auch

$p_C > \frac{1}{(1-\rho_C)}$, da $1{,}15 > \frac{1}{(1-0{,}02)}$ bzw. $1{,}15 > 1{,}0204..$;

- Erwartungswert der versicherten Schäden aus dem konkreten Risiko (Zufallsvariable) X_g sei E(X_g)=140,00 €.

Es ergibt sich somit für die Versicherungsnachfrageentscheidung:

$NRP_{A/pA;g} = p_A \,.\, E(X_g)\cdot(1-\rho_A) = 1{,}05\cdot140\cdot0{,}98 = 144{,}06$ €

$NRP_{B/pB;g} = p_B \,.\, E(X_g)\cdot(1-\rho_B) = 1{,}10\cdot140\cdot0{,}98 = 150{,}92$ €

$NRP_{C/pC;g} = p_C\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_C) = 1{,}15\cdot140\cdot0{,}98 = 157{,}78$ €

Wegen $NRP_{A/pA;g}<NRP_{B/pB;g}<NRP_{C/pC;g}$ fällt die Versicherungsnachfrageentscheidung für Versicherer A aus.

Selektionseffekte:

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer A bei Versicherung des Risikos X_g ist

$\Delta E(V_A)=\{[V_{A;0}+E(Y_{k;A})+NRP_{A;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}-\{[V_{A;0}+E(Y_{k;A})]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}$
$= [NRP_{A/p;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)= [p_A\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)$
$= [1{,}05\cdot140\cdot(1-0{,}02)-140]\cdot(1-0{,}02) = [147{,}00\cdot0{,}98-140]\cdot0{,}98 = +4{,}06\cdot0{,}98$
$= +3{,}9788$ €.

Bei Versicherer A erzeugt also das Risiko X_g eine Änderung des Vermögenserwartungswertes von $\Delta E(V_A)$=+3,9788 €€ im Rahmen einer *Proselektion*. Das gilt für alle Risiken im Rahmen dieser Konstellation.

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer B bei Versicherung des Risikos X_g wäre

$\Delta E(V_B)=[V_{B;0}+E(Y_{k;B})+NRP_{B;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_B)+0\cdot\rho_B\}-\{[V_{B;0}+E(Y_{k;B})]\cdot(1-\rho_B)+0\cdot\rho_B\}$
$= [NRP_{B/p;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_B)= [p_B\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_B)-E(X_g)]\cdot(1-\rho_B)$
$= [1,10\cdot 140\cdot(1-0,02) – 140]\cdot(1-0,02) = [154,00\cdot 0,98 – 140]\cdot 0,98 = +10,92\cdot 0,98$
$=+10,7016$ €.

Da aber das Risiko nicht bei B ist, ergibt sich im Zuge von *Antiselektion* eine Veränderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer B durch das weggehende bzw. fernbleibende bzw. ausbleibende Risiko X_g im Ausmaß von $\Delta E(V_B)$ =-10,7016 €. Das gilt für alle Risiken im Rahmen dieser Konstellation.

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer C bei Versicherung des Risikos X_g wäre

$\Delta E(V_C)=\{[V_{C,0} +E(Y_{k;C})+NRP_{C;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_C)+0\cdot\rho_C\}-\{[V_{C;0}+E(Y_{k;C})]\cdot(1-\rho_C)+0\cdot\rho_C\}$
$= [NRP_{C/p;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_C)= [p_C\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_C)-E(X_g)]\cdot(1-\rho_C)$
$= 1,15\cdot 140\cdot(1-0,02)-140]\cdot(1-0,02) = [161,00\cdot 0,98-140\cdot 0,98]\cdot 0,98 = +17,78\cdot 0,98$
$=+17,4244$ €.

Da aber das Risiko nicht bei C ist, ergibt sich im Zuge von *Antiselektion* eine Veränderung des Vermögenserwartungswertes für Versicherer C durch das weggehende/fernbleibende Risiko X_g, im Ausmaß von $\Delta E(V_C)$=-17,4244 €. Das gilt für alle Risiken im Rahmen dieser Konstellation.

Ergebnis:
- *totale Proselektion bei Versicherer A;*
- *totale Antiselektion bei Versicherer B;*
- *totale Antiselektion bei Versicherer C.*

3.2.2. Kalkulationsmangel „abweichende Leistungswahrscheinlichkeit“ (L/w): Selektion

3.2.2.1. Selektion: Konstellation L/w-1/2: zwei Versicherer: unilateral abweichende Leistungswahrscheinlichkeit in der NRP bei risikoäquivalenten Ausgangs-NRPn bei zugrundeliegenden gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$=const.

Es werde angenommen, Versicherer A verrechne eine risikoäquivalente Ausgangsprämie $M_{A;i}=E(X_i)$, aber eine von der tatsächlichen Leistungswahrscheinlichkeit $(1-\rho_A)$ abweichende Wahrscheinlichkeit k_A, also $k_A\neq(1-\rho_A)$, somit ist die $NRP_{A;i}\neq E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ und *nicht leistungsäquivalent*.

Versicherer B verrechne eine risikoäquivalente Ausgangsprämie $M_{A;i}=E(X_i)$ und auch eine der tatsächlichen Leistungswahrscheinlichkeit $(1-\rho_A)$ entsprechende Wahrscheinlichkeit k_A, also $k_A=(1-\rho_A)$, somit ist die $NRP_{B;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ und damit *leistungsäquivalent*.

Weitere Annahmen:

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer sind größer als 0 und kleiner als 1: $0<(1-\rho_A)<1$, $0<(1-\rho_B)<1$;

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer seien gleich: $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$;

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer seien konstant: $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=\text{const.}$

- die Versicherungsnehmer wählen jedenfalls aus den Angeboten dieser beiden Versicherer A und B (keine weiteren Versicherer vorhanden; kein Verzicht auf Versicherung);

- die Versicherungsnehmer entscheiden – da ja auch $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ gilt - ausschließlich nach der Höhe der $NRP=M_i\cdot k$.

Zunächst sind hier wieder die Versicherungsnachfrage-Entscheidungen darzustellen: Es gibt wegen der Annahmen $M_{A;i}=M_{B;i}=E(X_i)$ und $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=\text{const.}$ nur zwei Fälle (vgl. auch die folgende Abbildung):

- Ist $k_A<(1-\rho_A)$ und damit wegen $k_B=(1-\rho_B)=(1-\rho_A)$ auch $k_A<k_B$, dann sind alle Risiken bei A (Fall I).
- Ist $k_A>(1-\rho_A)$ und damit wegen $k_B=(1-\rho_B)=(1-\rho_A)$ auch $k_A>k_B$, dann sind alle Risiken bei B (Fall II).

$k_A<(1-\rho_A)$ bzw. $k_A<k_B$	$k_A>(1-\rho_A)$ bzw. $k_A>k_B$
alle Risiken X_i wechseln von B zu **A** bzw. verbleiben bei **A** und bleiben B fern bzw. wählen gleich **A** und bleiben bei B aus	**alle** Risiken X_i wechseln von A zu **B** bzw. verbleiben bei **B** und bleiben A fern bzw. wählen gleich **B** und bleiben bei A aus

Abb. 52: Konstellation L/w-1/2: Versicherungsnachfrage-Entscheidungen

Hinsichtlich der Günstigkeit/Ungünstigkeit eines Risiko X_i für einen Versicherer ist wieder auf die Änderung des Vermögenserwartungserwartungswertes des Versicherers bei Versicherung dieses Risikos Bezug zu nehmen:

$$\Delta E(V_V) = \{[V_{V;0}+E(Y_k)+NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho)+0\cdot\rho\}-\{[V_{V;0}+E(Y_k)]\cdot(1-\rho)+0\cdot\rho\}$$
$$= [NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho)=[E(X_i)\cdot k-E(X_i)]\cdot(1-\rho)=E(X_i)\cdot k\cdot(1-\rho)-E(X_i)\cdot(1-\rho)$$

Die Prämie, bei der es zu *keiner Änderung* des Vermögenserwartungswertes des Versicherers durch ein Risiko i kommt, ergibt sich aus der Gleichung

$E(X_i)\cdot k\cdot(1-\rho)-E(X_i)\cdot(1-\rho)=0$

bzw.

$E(X_i)\cdot k\cdot(1-\rho)=E(X_i)\cdot(1-\rho)$

und schließlich

$k=1$

Das Ergebnis lautet also: *Es kommt dann nicht zu einer Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers durch Versicherung eines Risikos X_i, wenn eine rechnerische Leistungswahrscheinlichkeit des Versicherer A von k=1 in die Nettorisikoprämienkalkulation eingeht,* mit anderen Worten: bei Verrechnung einer *risikoäquivalenten Gesamt-NRP* von

$NRP=M_i\cdot k=E(X_i)\cdot 1=E(X_i)$

Ist daher die verrechnete Leistungswahrscheinlichkeit k kleiner als 1, also k<1, dann ergibt sich eine negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers (Ungünstigkeit); ist die verrechnete Leistungswahrscheinlichkeit k größer als 1[95], also k>1, dann ergibt sich eine positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers (Günstigkeit).

<u>Rechenbeispiel:</u>

Annahmen:

- Versicherer A verrechne eine NRP_A, bei der die Ausgangsprämie M_A dem Erwartungswert der Versicherungsleistungen aus dem Risiko X_i entspricht, also $M_{A;i}=E(X_i)$, und die verrechnete Leistungswahrscheinlichkeit k_A aber gleich 1 ist, $k_A=1$ – also eine *risikoäquivalente NRP_A* -, bei einer angenommenen konstanten Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A von $\rho_A= 0,02$.

- Versicherer B verrechne eine NRP_B, bei der die Ausgangsprämie M_B dem Erwartungswert der Versicherungsleistungen aus dem Risiko X_i entspricht, also $M_{B;i}=E(X_i)$, und die verrech-

---

95 Der Fall k>1 wurde in diese und die folgenden Analysen aufgenommen, obwohl ein solcher k-Wert ja an sich rechnerisch einer Leistungs-“Wahrscheinlichkeit“ $(1-\rho)>1$ bzw. einer hierfür erforderlichen „negativen“ Ruin-„Wahrscheinlichkeit“ $\rho<0$ entsprechen würde, was vom Begriff und der Definition einer Wahrscheinlichkeit her unmöglich und widersinnig und von der Plausibilität her unsinnig ist. Ein k>1 als verrechneter Wert ist aber bei der praktischen Durchführung einer NRP-Kalkulation infolge von Programmier- oder Eingabefehlern u. ä. oder anderen Irrtümern vorstellbar.

nete Leistungswahrscheinlichkeit k_B der tatsächlichen Leistungswahrscheinlichkeit ($1-\rho_B$) entspricht, also $k_B=(1-\rho_B)$ – also eine *leistungsäquivalente NRP*$_B$. Die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers B sei $\rho_B= 0,02$ und konstant.

- Der Erwartungswert der versicherten Schäden aus dem konkreten Risiko (Zufallsvariable) X_g sei $E(X_g)=140,00$ €.

Es ergibt sich somit für Versicherer A:

$NRP_{A;g}=E(X_g)\cdot 1=140\cdot 1=140,00$ €

Bei dieser (*risikoäquivalenten*) NRP von 140,00 € ist die Änderung des Vermögenerwartungswertes für Versicherer A bei Versicherung des Risikos X_g gleich Null:

$\Delta E(V_A)=\{[V_{A;0}+E(Y_{k;A})+NRP_{A;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}-\{[V_{V;0}+E(Y_{k;A})]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}$
$= [NRP_{A;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)=[E(X_i)\cdot 1-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A) = [140\cdot 1-140)]\cdot(1-\rho_A)= 0\cdot 0{,}98 = 0$

Für Versicherer B ergibt sich die *leistungsäquivalente* NRP von

$NRP_{B;g}= E(X_g)\cdot k = E(X_g)\cdot(1-\rho_B). = 140\cdot 0{,}98 = 137{,}20$ €

Wegen $NRP_{A;g}>NRP_{B;g}$, konkret 140,00 € > 137,20 €, fällt die Versicherungsnachfrage-Entscheidung für Versicherer B aus.

Da das in gleicher Weise für alle Risiken gilt, hat **Versicherer A** keine Risiken (mehr), es tritt bei ihm jedoch *weder Antiselektion noch Selektion* auf, sondern nur ***neutrale Selektion***, die aber durchaus auch versicherungstechnische Auswirkungen hat (hier in diesem theoretischen Extremfall Verringerung des Risikenbestandes auf Null und kein versicherungstechnischer Risikausgleich im Kollektiv mehr und damit keine Versicherung; bei gemäßigteren Fällen in der Praxis ist an eine Erhöhung des versicherungstechnischen Risikos durch eine Verminderung der Bestandsgröße zu denken).

Bei Versicherer B ergibt sich eine negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes bei Versicherung des Risikos X_g:

$\Delta E(V_B) = \{[V_{B;0}+E(Y_{k;B})+NRP_{B;g}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_B)+0\cdot\rho_B\}-\{[V_{B:g}+E(Y_{k,B})]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot P_B\}$
$= [NRP_{g,B}-E(X_g)]\cdot(1-\rho_B)= [E(X_i)\cdot k_B- E(X_i)]\cdot(1-\rho_B)\ [140\cdot 0{,}98-140]\cdot(1-\rho_A)= [137{,}20 - 140]\cdot 0{,}98 = -2{,}80\cdot 098 = -2{,}744$ €.

Da das für alle Risiken gilt, tritt bei **Versicherer B *totale Antiselektion*** auf.

*Die vorliegende Konstellation im Rahmen dieses Rechenbeispiels mit $k_A=1$ kann auch bezeichnet werden als **„risikoäquivalente NRP$_A$ versus leistungsäquivalente NRP$_B$“**.*

Insgesamt lassen sich folgende Kombinationen für die Konstellation L/w-1/2 ableiten, wobei Versicherer B immer derjenige mit der leistungsäquivalenten NRP ist (vgl. die folgende Abbdilung):

<table>
<tr>
<td colspan="2">Annahmen
$0<(1-\rho_A)<1$
$0<(1-\rho_B)<1$
$(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=$const.</td>
<td>**Versicherer B**

$NRP_B=M_B \cdot k_B$
mit $M_B=E(X_i)$,
$k_B=(1-\rho_B)$
somit
$NRP_B=(X_i)\cdot(1-\rho_B)$
(leistungsäquivalente NRP_B)

für B ungünstig</td>
</tr>
<tr>
<td rowspan="5">**Versicherer A**

$NRP_A= M_A \cdot k_A$
mit
$M_A=E(X_i)$,
$k_A\neq(1-\rho_A)$
somit
$NRP_A\neq E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$

(nicht-leistungs-äquivalente NRP_A)</td>
<td>$k_A<(1-\rho_A)$

für A ungünstig</td>
<td>alle Risiken bei A,
weil $NRP_A<NRP_B$
totale Antiselektion bei A
totale Proselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>[$k_A=(1-\rho_A)$ ausgeschlossen,
da Annahme $k_A\neq(1-\rho_A)$;
wäre für A ungünstig]</td>
<td>[bei Aufhebung der Annahme
$k_A\neq(1-\rho_A)$ wäre hier
$NRP_A=NRP_B$ und es würden keine
Selektionsprozesse auftreten]</td>
</tr>
<tr>
<td>$(1-\rho_A)<k_A<1$

für A ungünstig</td>
<td>alle Risiken bei B,
weil $NRP_A>NRP_B$
totale Proselektion bei A
totale Antiselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>$k_A=1$

für A weder ungünstig noch günstig
(***risikoäquivalente NRP_A***)</td>
<td>alle Risiken bei B
weil $NRP_A>NRP_B$
neutrale Selektion bei A
totale Antiselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>[$k_A>1$

für A günstig]</td>
<td>[alle Risiken bei B
weil $NRP_A>NRP_B$
totale Antiselektion bei A
totale Antiselektion bei B
totale bilaterale Antiselektion]</td>
</tr>
</table>

Abb. 53: Konstellation L/w-1/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=$const. im Hinblick auf Selektionswirkungen für die Versicherer A und B. [Der-Fall $k_A>1$ wurde – allerdings nur in eckigen Klammern und in kleinerer Schriftgröße – in die Zusammenstellung aufgenommen, obwohl ein solcher k-Wert ja an sich rechnerisch einer Leistungs-“Wahrscheinlichkeit“ $(1-\rho)>1$ bzw. einer hierfür erforderlichen „negativen“ Ruin-„Wahrscheinlichkeit“ $\rho<0$ entsprechen würde, was vom Begriff und der Definition einer Wahrscheinlichkeit her unmöglich und widersinnig und von der Plausibilität her unsinnig ist. Ein $k>1$ ist aber bei der praktischen Durchführung einer NRP-Kalkulation infolge von Programmier- oder Eingabefehlern u. ä. oder anderen Irrtümern vorstellbar.]

3.2.2.2. Selektion: Konstellation L/w-2/2: zwei Versicherer: bilateral abweichende Leistungswahrscheinlichkeiten in den NRPn bei risikoäquivalenten Ausgangs-NRPn bei zugrundeliegenden gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$=const.

In dieser Konstellation werden von beiden Versicherern A und B zwar risikoäquivalente Ausgangs-NRPn verrechnet, also $M_A=E(X_i)$ und $M_B=E(X_i)$, die verrechneten Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer entsprechen aber nicht den tatsächlichen Leistungswahrscheinlichkeiten, also $k_A \neq (1-\rho A)$ und $k_B \neq (1-\rho_B)$. Somit sind beide NRPn nicht leistungsäquivalent: $NRP_A \neq E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ bzw. $NRP_B \neq E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$. Weiters werden hier wieder gleiche und konstante Leistungswahrscheinlichkeiten angenommen: $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$=const. Wenn wieder die obigen Annahmen getroffen werden, dass also die Versicherungsnehmer jedenfalls aus den Angeboten dieser beiden Versicherer A und B (keine weiteren Versicherer vorhanden; kein Verzicht auf Versicherung) wählen und dass die Versicherungsnehmer – da ja auch $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ gilt - ausschließlich nach der Höhe der $NRP=M_i\cdot k$ entscheiden, dann ergeben sich für die Versicherungsnachfrage-Entscheidungen folgende Fälle (vgl. die folgende Abbildung):

$k_A<k_B$	$k_A>k_B$
alle Risiken X_i wechseln von B zu **A** bzw. verbleiben bei **A** und bleiben B fern bzw. wählen gleich **A** und bleiben bei B aus	**alle** Risiken X_i wechseln von A zu **B** bzw. verbleiben bei **B** und bleiben A fern bzw. wählen gleich **B** und bleiben bei A aus

Abb. 54: Konstellation L/w-2/2: Versicherungsnachfrage-Entscheidungen

Hinsichtlich der Günstigkeit/Ungünstigkeit ergeben sich dann die Fälle und Kombinationen für $k_A<k_B$ wie in der folgenden Abbildung dargestellt. (Die Fälle und Kombinationen für $k_A>k_B$ sind dann lediglich spiegelbildlich hinsichtlich der Versicherer A und Versicherer B verkehrt und brauchen nicht eigens dargestellt werden).

<table>
<tr>
<td colspan="2" rowspan="2">Annahmen

$0<(1-\rho_A)<1$
$0<(1-\rho_B)<1$
$(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=\text{const.}$

$k_A<k_B$
somit
$k_A\neq k_B$

alle Risiken bei A</td>
<td colspan="3">Versicherer B

$NRP_B= M_B\cdot k_B$
mit $M_B=E(X_i)$,
$k_B\neq(1-\rho_B)$
somit
$NRP_B\neq E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$
(nicht leistungsäquivalente NRP_B)</td>
</tr>
<tr>
<td>$k_B<1$

für B
ungünstig</td>
<td>$k_B=1$
für B weder
ungünstig noch
günstig</td>
<td>[$k_B>1$

für B
günstig]</td>
</tr>
<tr>
<td rowspan="3">Versicherer A

$NRP_A=M_A\cdot k_A$
mit
$M_A=E(X_i)$,
$k_A\neq(1-\rho_A)$
somit
$NRP_A\neq(X_i)\cdot(1-\rho_A)$
(nicht-leistungs-
äquivalente NRP_A)</td>
<td>$k_A<1$

für A
ungünstig</td>
<td>A: totale
Antiselektion
B: totale
Proselektion</td>
<td>A: totale
Antiselektion
B: neutrale
Selektion</td>
<td>[A: totale
Antiselektion
B: totale
Antiselektion
bilaterale totale Antise-
lektion]</td>
</tr>
<tr>
<td>$k_A=1$
für A weder
ungünstig
noch
günstig</td>
<td>[logisch nicht
möglich,
da Annahme
$k_A<k_B$]</td>
<td>[logisch nicht
möglich,
da Annahme
$k_A<k_B$]</td>
<td>[A: neutrale Selektion
B: totale Antiselektion]</td>
</tr>
<tr>
<td>[$k_A>1$
für A
günstig]</td>
<td>[logisch nicht
möglich,
da Annahme
$k_A<k_B$]</td>
<td>[logisch nicht
möglich,
da Annahme
$k_A<k_B$]</td>
<td>[A: totale
Proselektion
B: totale
Antiselektion]</td>
</tr>
</table>

Abb. 55: Konstellation L/w-2/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=\text{const.}$ im Hinblick auf Selektionswirkungen für die Versicherer A und B für den Fall $k_A<k_B$. [Die Fälle $k_A>1$und $k_B>1$ wurden – allerdings nur in eckigen Klammern und in kleinerer Schriftgröße – in die Zusammenstellung aufgenommen, obwohl solche k-Werte ja an sich rechnerisch einer Leistungs-“Wahrscheinlichkeit“ $(1-\rho)>1$ bzw. einer hierfür erforderlichen „negativen“ Ruin-„Wahrscheinlichkeit“ $\rho<0$ entsprechen würden, was vom Begriff und der Definition einer Wahrscheinlichkeit her unmöglich und widersinnig und von der Plausibilität her unsinnig ist. Ein $k>1$ ist aber bei der praktischen Durchführung einer NRP-Kalkulation infolge von Programmier- oder Eingabefehlern u. ä. oder anderen Irrtümern vorstellbar.]

3.2.2.3. Selektion: Konstellation L/w-g/m, $g \geq 2$, $m \geq 3$: mehr als zwei Versicherer: multilateral abweichende Leistungswahrscheinlichkeiten in den NRPn bei risikoäquivalenten Ausgangs-NRPn bei zugrundeliegenden gleichen Leistsungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)= (1-\rho_C)=\ldots=\text{const.}$

Für Konstellationen L/w-g/m mit $g \geq 2$, $m \geq 3$ und $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=(1-\rho_C)=\ldots=\text{const.}$ können für Selektionswirkungen im Fall g<m - dass es also auch noch einen oder mehrere Versicherer mit einer leistungsäquivalenten NRP der Art $NRP=E(X_i)\cdot(1-\rho)$ gibt - die Analysen zu L/w-1/2 mutatis mutandis herangezogen werden; für den Fall g=m die Analysen zu L/w-2/2.

3.2.3. Kalkulationsmängel „abweichende Ausgangs-NRP und abweichende Leistungswahrscheinlichkeit" (L/a*w): Selektion

In den *ersten Spalten* der folgenden Abbildung sind zunächst verschiedene Kombinationen von Kalkulationsmängeln L/a hinsichtlich der Ausgangs-NRP M einerseits und von Kalkulationsmängeln L/w hinsichtlich der verrechneten Leistungswahrscheinlichkeit k andererseits in Konstellationen von *zwei betrachteten Versicherern* dargestellt.

In der *letzten Spalte* werden verallgemeinert *alle möglichen* Konstellationen bzw. Kombinationen von gegebenen oder nicht gegebenen Kalkulationsmängeln, also von

- einheitlichen absoluten Ausgangsprämien M_c wegen L/a$_{R/a}$,
- einheitlichen relativ-abweichenden Ausgangsprämien $M_{p;i}$ wegen L/a$_{R/r}$,
- abweichenden Leistungswahrscheinlichkeiten $k_A \neq (1-\rho_A)$ wegen L/w,
- risikoäquivalenten Ausgangsprämien mit $M_i=E(X_i)$,
- risikoäquivalenten NRPn mit $M_i=E(X_i)$ und k=1,
- leistungsäquivalenten NRPn mit $NRP_i=E(X_i)\ (1-\rho)$,

bei einer nach oben *unbegrenzten Anzahl von Versicherern* (aber mindestens zwei) erfasst [auch – nochmals - die schon eigens in den ersten Spalten dargestellten ausgewählten Konstellationen mit zwei Versicherern, die aber noch nicht Konstellationen von einheitlichen absoluten Ausgangsprämien (M_c) mit einheitlichen relativ-abweichenden Ausgangsprämien ($M_{p;i}$) umfasst haben],

also z. B. die Konstellation [(L/a$_{R/a}$*w-1/5)*(L/a$_{R/r}$*w-1/5)*(L/a$_{R/a}$-1/5)*(L/w-1/5)], wobei einer der fünf Versicherer (Q) eine leistungsäquivalente $NRP_{Q;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_Q)$ verrechnet und daher für diesen Versicherer hier nichts anzuführen ist (da eben bei Versicherer Q keine Kalkulatonsmängel gegeben sind).

<table>
<tr><td colspan="4" rowspan="3"></td><td colspan="4">abweichende Leistungswahrscheinlichkeit (k) wegen L/w</td></tr>
<tr><td colspan="2">bei 1 von 2 VUn (A oder B)</td><td rowspan="2">bei 2 von 2 VUn (A und B)</td><td rowspan="2">bei z von m VUn mit $z \geq 0$, $m \geq 2$</td></tr>
<tr><td>bei A</td><td>bei B</td></tr>
<tr><td rowspan="8">abwei-chende Aus-gangs-NRP (M) wegen L/a</td><td rowspan="4">einheit-lich absolut abwei-chende Aus-gangs-NRP (M_c) wegen ($L/a_{R/a}$)</td><td rowspan="2">bei 1 von 2 VUn (A oder B)</td><td>bei A</td><td>$L/a_{R/a}*w-1/2$</td><td>$(L/a_{R/a}-1/2)*(L/w-1/2)$</td><td>$(L/a_{R/a}*w-1/2)*(L/w-1/2)$[96]</td><td rowspan="8">97</td></tr>
<tr><td>bei B</td><td>$(L/a_{R/a}-1/2)*(L/w-1/2)$</td><td>$L/a_{R/a}*w-1/2$</td><td>$(L/a_{R/a}*w-1/2)*(L/w-1/2)$[98]</td></tr>
<tr><td>bei 2 von 2 VUn (A und B)</td><td></td><td>$(L/a_{R/a}*w-1/2)*(L/a_{R/a}-1/2)$[99]</td><td>$(L/a_{R/a}*w-1/2)*(L/a_{R/a}-1/2)$[100]</td><td>$L/a_{R/a}*w-2/2$</td></tr>
<tr><td>bei g von m VUn mit $g \geq 0$, $m \geq 2$</td><td colspan="4"></td></tr>
<tr><td rowspan="4">einheit-lich relativ-abwei-chende Aus-gangs-NRP ($M_{p;i}$) wegen ($L/a_{R/r}$)</td><td rowspan="2">bei 1 von 2 VUn</td><td>bei A</td><td>$L/a_{R/r}*w-1/2$</td><td>$(L/a_{R/r}-1/2)*(L/w-1/2)$</td><td>$(L/a_{R/r}*w-1/2)*(L/w-1/2)$[101]</td></tr>
<tr><td>bei B</td><td>$(L/a_{R/r}-1/2)*(L/w-1/2)$</td><td>$L/a_{R/r}*w-1/2$</td><td>$(L/a_{R/r}*w-1/2)*(L/w-1/2)$[102]</td></tr>
<tr><td>bei 2 von 2 VUn (A oder B)</td><td></td><td>$(L/a_{R/r}*w-1/2)*(L/a_{R/r}-1/2)$[103]</td><td>$(L/a_{R/r}*w-1/2)*(L/a_{R/r}-1/2)$[104]</td><td>$L/a_{R/r}*w-2/2$</td></tr>
<tr><td>bei h von m VUn mit $h \geq 0$, $m \geq 2$</td><td colspan="4"></td></tr>
</table>

Abb. 56: Konstellationen bzw. Kombinationen von Kalkulationsmängeln sowohl hinsichtlich der Ausgangs-NRP (M) wie auch hinsichtlich der Berücksichtigung der Leistungswahrscheinlichkeit (k) bei verschiedenen Anzahlen von Versicherungsunternehmen (VUn)

[96] Alternative Schreibweise: $(L/a_{R/a}-1/2)*(L/w-2/2)$.
[97] Alle möglichen Kombinationen in Konstellationen mit mindestens zwei Versicherern.
[98] Alternative Schreibweise: $(L/a_{R/a}-1/2)*(L/w-2/2)$.
[99] Alternative Schreibweise: $(L/a_{R/a}-2/2)*(L/w-1/2)$.
[100] Alternative Schreibweise: $(L/a_{R/a}-2/2)*(L/w-1/2)$.
[101] Alternative Schreibweise: $(L/a_{R/r}-1/2)*(L/w-2/2)$.
[102] Alternative Schreibweise: $(L/a_{R/r}-1/2)*(L/w-2/2)$.
[103] Alternative Schreibweise: $(L/a_{R/r}-2/2)*(L/w-1/2)$.
[104] Alternative Schreibweise: $(L/a_{R/r}-2/2)*(L/w-1/2)$.

Im Folgenden werden aus den unzähligen möglichen Konstellationen nur zwei ausgewählt und im Hinblick auf Selektionseffekte untersucht.

Generell gelten hierfür wieder die folgenden Annahmen:

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer sind größer als 0 und kleiner als 1: $0<(1-\rho_A)<1$, $0<(1-\rho_B)<1$;

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer seien gleich: $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$;

- die Leistungswahrscheinlichkeiten beider Versicherer seien konstant: $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$

- die Versicherungsnehmer wählen jedenfalls aus den Angeboten dieser beiden Versicherer A und B (keine weiteren Versicherer vorhanden; kein Verzicht auf Versicherung);

- die Versicherungsnehmer entscheiden – da ja auch $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ gilt - ausschließlich nach der Höhe der $NRP=M\cdot k$.

3.2.3.1. Selektion: Konstellation $L/a_{R/a}$*w -1/2: zwei Versicherer: unilateral abweichende, einheitliche absolute Ausgangs-NRP und abweichende Leistungswahrscheinlichkeit in der NRP bei zugrundeliegenden gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$

In dieser Konstellation wird von einem Versicherer A eine einheitliche absolute Ausgangs-NRP $M_{A/c}$ verrechnet, die – abgesehen wieder von zufälligen Übereinstimmungen - nicht dem Erwartungswert der versicherten Schäden $E(X_i)$ aus dem Risiko X_i entspricht, also $M_{A/c}\neq E(X_i)$, und auch die verrechnete Leistungswahrscheinlichkeit k_A weicht von der tatsächlichen Leistungswahrscheinlichkeit $(1-\rho_A)$ ab, also $k_A\neq(1-\rho_A)$. Abgesehen vom Spezialfall hinsichtlich jener Risiken, wo die Verrechnungsfehler hinsichtlich der Ausgangs-NRP $M_{A/c}$ und hinsichtlich der Leistungswahrscheinlichkeit $k_A\neq(1-\rho_A)$ einander gerade aufheben und deshalb rein rechnerisch betragsmäßig $M_{A/c}\cdot k_A=NRP_A=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ gilt, ist die Prämie also nicht leistungsäquivalent.

Versicherer B verrechnet eine risikoäquivalente Ausgangs-NRP $M_{B;i}$ für das Risiko X_i, also $M_{B;i}=E(X_i)$, und auch die verrechnete Leistungswahrscheinlichkeit k_B entspricht der tatsächlichen Leistungswahrscheinlichkeit $(1-\rho_B)$, also $k_B=(1-\rho_B)$. Die Prämie ist somit $NRP_{B;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$ und damit leistungsäquivalent.

Weiters werden hier wieder gleiche und konstante Leistungswahrscheinlichkeiten angenommen: $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$

Wenn wieder die obigen Annahmen getroffen werden, dass also die Versicherungsnehmer jedenfalls aus den Angeboten dieser beiden Versicherer A und B (keine weiteren Versicherer vorhanden; kein Verzicht auf Versicherung) wählen und dass die Versicherungsnehmer – da ja auch $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ gilt - ausschließlich nach der Höhe der $NRP=M_i\cdot k$ entscheiden, dann ergeben sich für die Versicherungsnachfrage-Entscheidungen folgende Fälle (vgl. auch die folgende Abbildung):

$M_{A/c}\cdot k_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ [und wegen $NRP_{B;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$ und $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ daher auch $NRP_A<NRP_B$]	**$M_{A/c}\cdot k_A= E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$** [die beiden Kalkulationsfehler heben einer rechnerisch genau auf; daher dann auch - bei $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ - $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$ bzw. $NRP_A=NRP_B$]	**$M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$** [und wegen $NRP_{B;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$ und $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ daher auch $NRP_A>NRP_B$]
Risiken X_i wechseln von B zu **A** bzw. verbleiben bei **A** und bleiben B fern bzw. wählen gleich **A** und bleiben bei B aus	(Sonderfall) Versicherungsnachfrager **indifferent**	Risiken X_i wechseln von A zu **B** bzw. verbleiben bei **B** und bleiben A fern bzw. wählen gleich **B** und bleiben bei A aus

Abb. 57: Konstellation $L/a_{R/a}$*w -1/2: Versicherungsnachfrage-Entscheidungen

Anmerkungen: Der Sonderfall $M_{A/c}\cdot k_A= E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ – die Verrechnungsfehler hinsichtlich der Ausgangs-NRP $M_{A/c}$ und hinsichtlich der Leistungswahrscheinlichkeit k_A heben einander genau auf – gilt hier *nur für Risiken mit einem bestimmten Erwartungswert* $E(X_i)$ der versicherten Schäden.
Und auch die anderen beiden Fälle gelten jeweils nur für Risiken mit *bestimmten Bereichen von Höhen (Beträgen) der Erwartungswerte* der versicherten Schäden.

Hinsichtlich des Abweichens der verrechneten Leistungswahrscheinlichkeit k_A des Versicherers A von der tatsächlichen Leistungswahrscheinlichkeit $(1-\rho_A)$ gibt es die zwei alternativen Fälle

(I) $k_A<(1-\rho_A)$,
(II) $k_A>(1-\rho_A)$,

mit jeweils mehreren Unterfällen im Hinblick

- auf das Verhältnis der einheitlichen absoluten Ausgangsprämie $M_{A/c}$ zur risikoäquivalenten Ausgangsprämie $M_i=E(X_i)$, also zum Schadenerwartungswert des betreffenden Risikos i;

- auf das Verhältnis der Nettorisikoprämie $NRP_A = M_{A/c} \cdot k_A$ des Versicherers A zur leistungsäquivalenten $NRP = E(X_i) \cdot (1-\rho_A)$ und damit auch zugleich zur NRP des Versicherers B mit $NRP_{B;i} = E(X_i) \cdot (1-\rho_B)$ [maßgeblich für die Versicherungsnachfrage-Entscheidung];

- auf das Verhältnis der Nettorisikoprämie $NRP_A = M_{A/c} \cdot k_A$ des Versicherers A zur risikoäquivalenten $NRPi = E(X_i)$ und damit zum Schadenerwartungswert des betreffenden Risikos i [maßgeblich für Beurteilung der Günstigkeit des Risikos und somit der Selektion].

Die beiden Fälle (I) und (II) mit ihren Unterfällen werden im Folgenden im Hinblick auf Selektionseffekte systematisch analysiert.

(I) $k_A < (1-\rho_A)$

(Ia) $M_{A/c} \cdot k_A < E(X_i)$: Risiko X_i für Versicherer A **ungünstig**

Unterfälle:

(Iaα) $k_A < (1-\rho_A)$ und **$M_{A/c} < E(X_i)$,** somit **$M_{A/c} \cdot k_A < E(X_i) \cdot (1-\rho_A)$**, somit $M_{A/c} \cdot k_A < E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=$140,00 €; $(1-\rho_A)=0{,}98$; $E(X_i) \cdot (1-\rho_A) = 140 \cdot 0{,}98 =$ 137,20 €;
$M_{A/c}=$100,00 €; $k_A=0{,}95$; $NRP_A = 100{,}00 \cdot 0{,}95 =$ 95,00 €.

Ergebnis: Risiken bei A, weil $NRP_A < NRP_B$; Antiselektion bei A; Proselektion bei B.

(Iaβ) $k_A < (1-\rho_A)$ und **$M_{A/c} > E(X_i)$** und **$M_{A/c} \cdot k_A < E(X_i) \cdot (1-\rho_A)$**, somit $M_{A/c} \cdot k_A < E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=$140,00 €; $(1-\rho_A)=0{,}98$; $E(X_i) \cdot (1-\rho_A) = 140 \cdot 0{,}98 =$ 137,20 €.
$M_{A/c}=$142,00 €; $k_A=0{,}95$; $NRP_A = 142{,}00 \cdot 0{,}95 =$ 134,90 €.

Ergebnis: Risiken bei A, weil $NRP_A < NRP_B$; Antiselektion bei A; Proselektion bei B.

(Iaγ) $k_A < (1-\rho_A)$ und **$M_{A/c} > E(X_i)$** und **$M_{A/c} \cdot k_A > E(X_i) \cdot (1-\rho_A)$**, aber $M_{A/c} \cdot k_A < E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=$140,00 €; $(1-\rho_A)=0{,}98$; $E(X_i) \cdot (1-\rho_A) = 140 \cdot 0{,}98 =$ 137,20 €.
$M_{A/c}=$146,00 €; $k_A=0{,}95$; $NRP_A = 146{,}00 \cdot 0{,}95 =$ 138,70 €.

Ergebnis: Risiken bei B, weil $NRP_A > NRP_B$; Proselektion bei A; Antiselektion bei B.

(Ib) $M_{A/c} \cdot k_A = E(X_i)$: Risiko X_i für Versicherer A **weder ungünstig noch günstig**

Unterfall:

(Ibα) $k_A<(1-\rho_A)$ und $\mathbf{M_{A/c}>E(X_i)}$ und $\mathbf{M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$ und $M_{A/c}\cdot k_A=E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=\underline{140{,}00\ €}$; $(1-\rho_A)=0{,}98$ $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140\cdot 0{,}95=\underline{137{,}20\ €}$;
$M_{A/c}=146{,}00\ €$; $k_A=0{,}9589..$; $NRP_A= 146{,}00\cdot 0{,}9589..= \underline{140{,}00\ €}$.

Ergebnis: Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$; neutrale Selektion bei A; Antiselektion bei B.

(Ic) $\mathbf{M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)}$**:** Risiko X_i für Versicherer A **günstig**

Unterfall:

(Icα) $k_A<(1-\rho_A)$ und $\mathbf{M_{A/c}>E(X_i)}$ und $\mathbf{M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$ und $M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=\underline{140{,}00\ €}$; $(1-\rho_A)=0{,}98$ $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140\cdot 0{,}95=\underline{137{,}20\ €}$;
$M_{A/c}=150{,}00\ €$; $k_A=0{,}95$ $NRP_A= 150{,}00\cdot 0{,}95 = \underline{142{,}50\ €}$.

Ergebnis: Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$; Antiselektion bei A; Antiselektion bei B; somit also ***bilaterale Antiselektion***.

In der folgenden Abbildung sind alle diese Fälle zusammengestellt, wobei der rechnerisch betraglich auch mögliche Fall $M_{A/c}\cdot k_A=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ bei den Unterfällen nicht berücksichtigt ist. Er würde $NRP_A=NRP_B$ bedeuten und zur Indifferenz der Versicherungsnachfrage hinsichtlich der beiden Versicherer führen und im Rahmen der hier zu analysierenden Konstellation keine Selektionsprozesse auslösen.

<table>
<tr>
<td colspan="3">$(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$
$0<(1-\rho_A)<1$
$0<(1-\rho_B)<1$</td>
<td>Versicherer B
$NRP_{B;i}=M_{B;i}\cdot k_B$ mit $M_{B;i}=E(X_i)$,
$k_B=(1-\rho_B)$ somit $\mathbf{NRP_{B;i}=(X_i)\cdot(1-\rho_B)}$
(leistungsäquivalente NRP_B)
für B immer ungünstig</td>
</tr>
<tr>
<td rowspan="5">Versicherer A

Fall (I)

$\mathbf{NRP_A= M_A\cdot k_A}$
mit
$\mathbf{M_A=M_{A/c}=const.}$
und
$\mathbf{k_A<(1-\rho_A)}$</td>
<td rowspan="3">(Ia)

$\mathbf{M_{A/c}\cdot k_A<E(X_i)}$

Risiko X_i
für Versicherer A
ungünstig</td>
<td>(Iaα)

$M_{A/c}<E(X_i)$, $k_A<(1-\rho_A)$
daher auch
$M_{A/c}\cdot k_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$</td>
<td>Risiken bei A, weil $NRP_A<NRP_B$
Antiselektion bei A
Proselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>(Iaβ)

$M_{A/c}>E(X_i)$, $k_A<(1-\rho_A)$
und
$M_{A/c}\cdot k_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$</td>
<td>Risiken bei A, weil $NRP_A<NRP_B$
Antiselektion bei A
Proselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>(Iaγ)

$M_{A/c}>E(X_i)$, $k_A<(1-\rho_A)$
und
$M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$</td>
<td>Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$
Proselektion bei A
Antiselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>(Ib)

$\mathbf{M_{A/c}\cdot k_A=E(X_i)}$

Risiko X_i für Versi-
cherer A weder un-
günstig noch günstig</td>
<td>(Ibα)

$M_{A/c}>E(X_i)$, $k_A<(1-\rho_A)$
mit
$M_{A/c}\cdot k_A=E(X_i)$
und damit
$M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$</td>
<td>Risiken bei B,
weil $NRP_A>NRP_B$
neutrale Selektion bei A
Antiselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>(Ic)

$\mathbf{M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)}$

Risiko X_i
für Versicherer A
günstig</td>
<td>(Icα)

$M_{A/c}>E(X_i)$, $k_A<(1-\rho_A)$
mit
$M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)$
und damit
$M_{A/c}\cdot k_A>(X_i)\cdot(1-\rho_A)$</td>
<td>Risiken bei B
weil $NRP_A>NRP_B$
Antiselektion bei A
Antiselektion bei B

bilaterale Antiselektion</td>
</tr>
</table>

Abb. 58: Konstellation $L/a_{R/a}$*w-1/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$ im Fall (I) mit $k_A<(1-\rho_A)$ im Hinblick auf Selektionswirkungen

(II) $k_A>(1-\rho_A)$

(IIa) $M_{A/c}\cdot k_A<E(X_i)$: Risiko X_i für Versicherer A **ungünstig**

Unterfälle:

(IIaα) $k_A>(1-\rho_A)$ und **$M_{A/c}<E(X_i)$** und **$M_{A/c}\cdot k_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$** und $M_{A/c}\cdot k_A<E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=\underline{140{,}00\ €}$; $(1-\rho_A)=0{,}98$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140\cdot 0{,}98=\underline{137{,}20\ €}$;
$M_{A/c}=100{,}00\ €$; $k_A=0{,}99$; $NRP_A= 100{,}00\cdot 0{,}99 = \underline{99{,}00\ €}$.

Ergebnis: Risiken bei A, weil $NRP_A<NRP_B$; Antiselektion bei A; Proselektion bei B.

(IIaβ) $k_A>(1-\rho_A)$ und **$M_{A/c}<E(X_i)$** und **$M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$** und $M_{A/c}\cdot k_A<E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=\underline{140{,}00\ €}$; $(1-\rho_A)=0{,}95$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140\cdot 0{,}95=\underline{133{,}00\ €;}$
$M_{A/c}=138{,}00\ €$; $k_A=0{,}99$; $NRP_A=138{,}00\cdot 0{,}99 = \underline{136{,}62\ €}$.

Ergebnis: Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$; Proselektion bei A; Antiselektion bei B.

(IIaγ) $k_A>(1-\rho_A)$ und **$M_{A/c}>E(X_i)$,** somit **$M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$**, und $M_{A/c}\cdot k_A<E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=\underline{140{,}00\ €}$; $(1-\rho_A)=0{,}95$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140\cdot 0{,}95=\underline{133{,}00\ €}$;
$M_{A/c}=142{,}00\ €$; $k_A=0{,}97$; $NRP_A= 142{,}00\cdot 0{,}99 = \underline{137{,}74\ €}$.

Ergebnis: Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$; Proselektion bei A; Antiselektion bei B.

(IIb) $M_{A/c}\cdot k_A=E(X_i)$: Risiko X_i für Versicherer A **weder ungünstig noch günstig**

Unterfälle:[105]

---

[105] Der Fall, dass bei einem Risiko *zufällig* $M_{A/c}=E(X_i)$ ist bei k=1 und daher $M_{A/c}\cdot k_A=E(X_i)$, wird hier nicht eigens berücksichtigt.

(IIbα) $k_A>(1-\rho_A)$ und $\mathbf{M_{A/c}<E(X_i)}$ und $\mathbf{M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$[106] und $M_{A/c}\cdot k_A=E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=\underline{140{,}00\ €}$; $(1-\rho_A)=0{,}95$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140\cdot 0{,}95=\underline{133{,}00\ €}$;
$M_{A/c}=136{,}00\ €$; $k_A=1{,}0294..$[107]; $NRP_A= 136{,}00\cdot 1{,}0294..= \underline{140{,}00\ €}$.

Ergebnis: Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$; neutrale Selektion bei A,
Antiselektion bei B

(IIbβ) $k_A>(1-\rho_A)$ und $\mathbf{M_{A/c}>E(X_i)}$, somit $\mathbf{M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$, und $M_{A/c}\cdot k_A=E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=\underline{140{,}00\ €}$; $(1-\rho_A)=0{,}98$ $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140\cdot 0{,}98=\underline{137{,}20\ €}$;
$M_{A/c}=146{,}00\ €$; $k_A=0{,}9589..$; $NRP_A= 146{,}00\cdot 0{,}9589..= \underline{140{,}00\ €}$.

Ergebnis: Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$; neutrale Selektion bei A,
Antiselektion bei B

(IIc) $\mathbf{M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)}$: Risiko X_i für Versicherer A **günstig**

Unterfälle:

(IIcα) $k_A>(1-\rho_A)$ und $\mathbf{M_{A/c}<E(X_i)}$ und $\mathbf{M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$ und $M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=\underline{140{,}00\ €}$; $(1-\rho_A)=0{,}95$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140\cdot 0{,}95=\underline{133{,}00\ €}$;
$M_{A/c}=139{,}00\ €$; $k_A=1{,}02$; $NRP_A= 138{,}00\cdot 0{,}99 = \underline{141{,}78\ €}$.

Ergebnis: Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$; Antielektion bei A,
Antiselektion bei B; somit also ***bilaterale Antiselektion***.

(IIcβ) $\mathbf{k_A>(1-\rho_A)}$ und $\mathbf{M_{A/c}>E(X_i)}$, somit $\mathbf{M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$, und $M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=\underline{140{,}00\ €}$; $(1-\rho_A)=0{,}95$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140\cdot 0{,}95=\underline{133{,}00\ €}$;
$M_{A/c}=145{,}00\ €$; $k_A=0{,}99$; $NRP_A= 142{,}00\cdot 0{,}97 = \underline{143{,}55\ €}$.

Ergebnis: Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$; Antielektion bei A,
Antiselektion bei B; somit also ***bilaterale Antiselektion***.

In der folgenden Abbildung sind alle diese Fälle zusammengestellt, wobei der rechnerisch betraglich auch mögliche Fall $M_{A/c}\cdot k_A=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ bei den Unterfällen nicht berücksichtigt ist. Er würde $NRP_A=NRP_B$ bedeuten und zur Indifferenz der Versicherungsnachfrage hinsichtlich der beiden Versicherer führen und im Rahmen der hier zu analysierenden Konstellation keine Selektionsprozesse auslösen.

---

[106] Wenn (wie hier angenommen) $0<(1-\rho_A)<1$, dann muss bei $M_{A/c}\cdot k_A=E(X_i)$ immer auch $M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ gelten.

[107] Auch an dieser Stelle sei nochmals angemerkt: Der Fall $k_A>1$ würde an sich rechnerisch einer Leistungs-“Wahrscheinlichkeit“ $(1-\rho)>1$ bzw. einer hierfür erforderlichen „negativen“ Ruin-„Wahrscheinlichkeit“ $\rho<0$ entsprechen, was vom Begriff und der Definition einer Wahrscheinlichkeit her unmöglich und widersinnig und von der Plausibilität her unsinnig ist. Der Fall $k_A>1$ ist aber bei der praktischen Durchführung einer NRP-Kalkulation infolge von Programmier- oder Eingabefehlern u. ä. oder anderen Irrtümern vorstellbar.

$(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$ $0<(1-\rho_A)<1$ $0<(1-\rho_B)<1$			**Versicherer B** $NRP_{B;i}=M_{B;i}\cdot k_B$ mit $M_{B;i}=E(X_i)$, $k_B=(1-\rho_B)$ somit $\mathbf{NRP_{B;i}=(X_i)\cdot(1-\rho_B)}$ (leistungsäquivalente NRP_B) für B immer ungünstig
Versicherer A **Fall (II)** $\mathbf{NRP_A=M_A\cdot k_A}$ mit $\mathbf{M_A=M_{A/c}=const.}$ und $\mathbf{k_A>(1-\rho_A)}$	**(IIa)** $\mathbf{M_{A/c}\cdot k_A<E(X_i)}$ Risiko X_i für Versicherer A ungünstig	**(IIaα)** $M_{A/c}<E(X_i)$, $k_A>(1-\rho_A)$ und $M_{A/c}\cdot k_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$	Risiken bei A, weil $NRP_A<NRP_B$ **Antiselektion bei A** **Proselektion bei B**
		(IIaβ) $M_{A/c}<E(X_i)$, $k_A>(1-\rho_A)$, und $M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$	Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$ **Proselektion bei A** **Antiselektion bei B**
		(IIaγ) $M_{A/c}>E(X_i)$, $k_A>(1-\rho_A)$, und daher auch $M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$	Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$ **Proselektion bei A** **Antiselektion bei B**
	(IIb) $\mathbf{M_{A/c}\cdot k_A=E(X_i)}$ Risiko X_i für Versicherer A weder ungüns-tig noch günstig	**(IIbα)** $M_{A/c}<E(X_i)$, $k_A>(1-\rho_A)$ mit $M_{A/c}\cdot k_A=E(X_i)$ und damit $M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$	Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$ **neutrale Selektion bei A** **Antiselektion bei B**
		(IIbβ) $M_{A/c}>E(X_i)$, $k_A>(1-\rho_A)$ mit $M_{A/c}\cdot k_A=E(X_i)$ und damit $M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$	Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$ **neutrale Selektion bei A** **Antiselektion bei B**
	(IIc) $\mathbf{M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)}$ Risiko X_i für Versicherer A günstig	**(IIcα)** $M_{A/c}>E(X_i)$, $k_A>(1-\rho_A)$ mit $M_{A/c}>E(X_i)$ und damit $M_{A/c}\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$	Risiken bei B weil $NRP_A>NRP_B$ **Antiselektion bei A** **Antiselektion bei B** **bilaterale Antiselektion**

Abb. 59: Konstellation $L/a_{R/a}$*w-1/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$ im Fall (I) mit $k_A>(1-\rho_A)$ im Hinblick auf Selektionswirkungen

3.2.3.2. Selektion: Konstellation L/$a_{R/r}$*w -1/2: zwei Versicherer: unilateral einheitlich relativ-abweichende Ausgangs-NRP und abweichende Leistungswahrscheinlichkeit in der NRP bei zugrundeliegenden gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$=const.

In dieser Konstellation wird von einem Versicherer A eine Ausgangs-NRP M_A verrechnet, die nicht dem Erwartungswert der versicherten Schäden $E(X_i)$ aus dem Risiko X_i entspricht, also $M_A \neq E(X_i)$, weil eine für alle Risiken einheitliche relativ-abweichende Ausgangs-NRP$\cdot M_{A/p;i}=p_A \cdot E(X_i)$ mit $p_A \neq 1$ verrechnet wird, und auch die verrechnete Leistungswahrscheinlichkeit k_A weicht von der tatsächlichen Leistungswahrscheinlichkeit $(1-\rho_A)$ ab, also $k_A \neq (1-\rho_A)$. Abgesehen vom Spezialfall, dass die Verrechnungsfehler hinsichtlich der Ausgangs-NRP M_A und hinsichtlich der Leistungswahrscheinlichkeit k_A einander gerade aufheben und $M_{i,A} \cdot k_A = NRP_A = E(X_i) \cdot (1-\rho_A)$, ist die Prämie also *nicht leistungsäquivalent*.

Versicherer B verrechnet sowohl eine risikoäquivalente Ausgangs-NRP $M_{B;i}$ für das Risiko i, also $M_{B;i}=E(X_i)$, und auch die verrechnete Leistungswahrscheinlichkeit k_B entspricht der tatsächlichen Leistungswahrscheinlichkeit $(1-\rho_A)$, also $k_B=(1-\rho_B)$. Die Prämie ist somit $NRP_B=E(X_i) \cdot (1-\rho_B)$ und damit *leistungsäquivalent*.

Weiters werden hier wieder gleiche und konstante Leistungswahrscheinlichkeiten angenommen: $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$=const.

Wenn wieder die obigen Annahmen getroffen werden, dass also die Versicherungsnehmer jedenfalls aus den Angeboten dieser beiden Versicherer A und B (keine weiteren Versicherer vorhanden; kein Verzicht auf Versicherung) wählen und dass die Versicherungsnehmer – da ja auch $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ gilt - ausschließlich nach der Höhe der $NRP=M \cdot k$ entscheiden, dann ergeben sich für die Versicherungsnachfrage-Entscheidungen folgende Fälle (vgl. die folgende Abbildung):

$p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A < E(X_i) \cdot (1-\rho_B)$ und somit $NRP_A < NRP_B$	$p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A = E(X_i) \cdot (1-\rho_A)$ [die beiden Kalkulationsfehler heben einer rechnerisch genau auf; daher dann auch - bei $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$ - $E(X_i) \cdot (1-\rho_A)=E(X_i) \cdot (1-\rho_B)$ bzw. $NRP_A=NRP_B$]	$p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i) \cdot (1-\rho_B)$ und somit $NRP_A > NRP_B$
alle Risiken X_i wechseln von B zu **A** bzw. verbleiben bei **A** und bleiben B fern bzw. wählen gleich **A** und bleiben bei B aus	(Sonderfall) **alle** Versicherungsnachfrager **indifferent**	**alle** Risiken X_i wechseln von A zu **B** bzw. verbleiben bei **B** und bleiben A fern bzw. wählen gleich **B** und bleiben bei A aus

Abb. 60: Konstellation $L/a_{R/r}$*w-1/2: Versicherungsnachfrage-Entscheidungen

Anmerkung: Im Unterschied zur Konstellation $L/a_{R/a}$*w-1/2 (siehe vorigen Abschnitt) gelten die Versicherungsnachfrageentscheidungen (und in weiterer Folge die Selektionen) hier immer für *alle* Risiken in einer bestimmten Konstellation.

Denn wenn man aus der Gleichung

$p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A = E(X_i) \cdot (1-\rho_B)$

bzw. den Ungleichungen

$p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A < E(X_i) \cdot (1-\rho_B)$ bzw. $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i) \cdot (1-\rho_B)$

$E(X_i)$ wegkürzt, kommt es nur auf das Verhältnis

$$\frac{p_A \cdot k_A}{(1-\rho_B)}$$

an bzw. ob $p_A \cdot k_A < (1-\rho_B)$ oder $p_A \cdot k_A = (1-\rho_B)$ oder $p_A \cdot k_A > (1-\rho_B)$ ist.

Und da p_A, k_A und ρ_B als konstant angenommen werden, gilt das dann in einer Konstellation eben jeweils für *alle* Risiken unabhängig von der Höhe ihres Schadenerwartungswertes $E(X_i)$.

Beim Versicherer A gibt es nun hinsichtlich der einheitlich relativ-abweichenden Ausgangsprämie $M_{A/pA;i}$ für den Multiplikationsfaktor p_A und für die verrechnete abweichende Leistungswahrscheinlichkeit k_A die vier folgenden alternativen Fälle (vgl. die folgende Abbildung):

	$\mathbf{k_A<1}$	$\mathbf{k_A>1}$
$\mathbf{p_A<1}$	**Fall (I)**	**Fall (II)**
$\mathbf{p_A>1}$	**Fall (III)**	**Fall (IV)**

Abb. 61: Konstellation L/$a_{R/r}$*w-1/2: Fälle von Kombinationen von p_A und k_A im Hinblick auf Selektionseffekte

Diese vier Fälle können jeweils mehrere Unterfälle im Hinblick

- auf das Verhältnis der Nettorisikoprämie $NRP_A=p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A$ des Versicherers A zur leistungsäquivalenten $NRP=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ und damit auch zugleich zur NRP des Versicherers B mit $NRP_{B;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$ [maßgeblich für die Versicherungsnachfrage-Entscheidung];

- auf das Verhältnis der Nettorisikoprämie $NRP_A=p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A$ des Versicherers A zur risikoäquivalenten $NRP_i= E(X_i)$ und damit zum Schadenerwartungswert des betreffenden Risikos i [maßgeblich für Beurteilung der Günstigkeit des Risikos und somit der Selektion]

haben.

Die vier Fälle (I) bis (IV) mit ihren Unterfällen werden im Folgenden im Hinblick auf Selektionseffekte systematisch analysiert.

Fall (I): $\mathbf{p_A<1}$ und $\mathbf{k_A<1}$

(Ia) $\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)}$**:** alle Risiken i für Versicherer A **ungünstig**

(Iaα) $p_A<1$ und $k_A<(1-\rho_A)$**,** somit $\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$, somit $p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)$

Bsp.:	$E(X_i)=$ <u>140 €</u>;	$(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=0{,}98$;	$E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140.0{,}98=$ <u>137,20 €</u>.
	$p_A=0{,}9$;	$k_A=0{,}95$;	$NRP_{A;i}= p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A= 0{,}9\cdot140.0{,}95=$ <u>119,70 €</u>.

Ergebnis: alle Risiken bei A, weil $NRP_A<NRP_B$; Antiselektion bei A, Proselektion bei B.
Vgl. hierzu die folgende Abbildung.

Annahmen: $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$=const. $0<(1-\rho_A)<1$ $0<(1-\rho_B)<1$			**Versicherer B** $NRP_B= M_B \cdot k_B$ mit $M_{B;i}=E(X_i)$, $k_B=(1-\rho_B)$, somit $\mathbf{NRP_{B;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_B)}$ (leistungsäquivalente NRP_B) für B immer ungünstig
(I) **Versicherer A** $NRP_A=M_{,A}\cdot k_A$ mit $\mathbf{M_{A/p;i}=p_A\cdot E(X_i)}$, mit $\mathbf{p_A<1}$ und $\mathbf{k_A<(1-\rho_A)}$	**(Ia)** $p_A<1$ und $k_A<(1-\rho_A)$, somit $p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$, somit $\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)}$; alle Risiken für Versicherer A ungünstig	**(Iaα)** $\mathbf{p_A<1}$ und $\mathbf{k_A<(1-\rho_A)}$, somit $p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$, somit $p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)$;	alle Risiken bei A, da $NRP_A<NRP_B$ **totale Antiselektion bei A** **totale Proselektion bei B**

Abb. 62: Konstellation L/a$_{R/r}$*w-1/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$=const. im Fall der Kombination $p_A<1$ mit $k_A<(1-\rho_A)$ im Hinblick auf Selektionswirkungen

Fall (II): $p_A<1$ und **$k_A>1$**

(IIa) $p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)$: alle Risiken i für Versicherer A **ungünstig**

(IIaα) $p_A<1$ und $k_A>(1-\rho_A)$ und $\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$, somit $p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=$ <u>140 €</u>; $(1-\rho_A)=(1-\rho_A)=0{,}95$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140.0{,}98=$ <u>133,00 €</u>.
$p_A=0{,}9$; $k_A=0{,}98$; $NRP_{A;i}= p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A= 0{,}9\cdot 140.0{,}98=$ <u>123,48 €</u>.

Ergebnis: alle Risiken bei A, weil $NRP_A<NRP_B$; Antiselektion bei A, Proselektion bei B.

(IIaβ) $p_A<1$ und $k_A>(1-\rho_A)$ und $\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$, somit $p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=$ <u>140 €</u>; $(1-\rho_A)=(1-\rho_A)=0{,}95$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140.0{,}98=$ <u>133,00 €</u>.
$p_A=0{,}9$; $k_A=1{,}0555...$ $NRP_{A;i}= p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A= 0{,}9\cdot 140.\ 1{,}0555...=$ <u>133,00 €</u>.

Ergebnis: alle Versicherungsnachfrager indifferent, weil $NRP_A=NRP_B$; keine Selektion.

(IIaγ) $p_A<1$ und $k_A>(1-\rho_A)$ und $\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$, aber $p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=$ <u>140 €</u>; $(1-\rho_A)=(1-\rho_A)=0{,}95$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140.0{,}98=$ <u>133,00 €</u>.
$p_A=0{,}9$; $k_A=1{,}07$ $NRP_{A;i}= p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A= 0{,}9\cdot 140.\ 1{,}06=$ <u>134,82 €</u>.

Ergebnis: alle Risiken bei B weil $NRP_A>NRP_B$; Proselektion bei A, Antiselektion bei B.

(IIb) $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A = E(X_i)$: alle Risiken i für Versicherer A **weder günstig noch ungünstig**

(IIbα) $p_A<1$ und $k_A>(1-\rho_A)$ und $\mathbf{p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i) \cdot (1-\rho_A)}$ und $\mathbf{p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A = E(X_i)}$

Bsp.: $E(X_i)=$ <u>140 €</u>; $(1-\rho_A)=(1-\rho_A)=0{,}95$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140.0{,}98=$ <u>133,00 €</u>.
$p_A=0{,}9$; $k_A=1{,}1111..$ $NRP_{A;i}= p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A = 0{,}9 \cdot 140.\ 1{,}1111..=$ <u>140,00 €</u>.

Ergebnis: alle Risiken bei B weil $NRP_A>NRP_B$; neutrale Selektion bei A, Antiselektion bei B.

(IIc) $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i)$: alle Risiken i für Versicherer A **günstig**

(IIaα) $p_A<1$ und $k_A>(1-\rho_A)$ und $\mathbf{p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i) \cdot (1-\rho_A)}$ und $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=$ <u>140 €</u>; $(1-\rho_A)=(1-\rho_A)=0{,}95$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140.0{,}98=$ <u>133,00 €</u>.
$p_A=0{,}9$; $k_A=1{,}14$; $NRP_{A;i}= p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A = 0{,}9 \cdot 140.\ 1{,}14=$ <u>143,40 €</u>.

Ergebnis: alle Risiken bei B weil $NRP_A>NRP_B$; Antiselektion bei A, Antiselektion bei B; somit ***bilaterale Antiselektion***.

Alle Fälle sind in der folgenden Abbildung zusammengestellt.

<table>
<tr>
<td colspan="3">Annahmen:
$(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$
$0<(1-\rho_A)<1$
$0<(1-\rho_B)<1$</td>
<td>Versicherer B
$NRP_B= M_B \cdot k_B$ mit $M_{B;i}=E(X_i)$, $k_B=(1-\rho_B)$, somit
$\mathbf{NRP_{B;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_B)}$
(leistungsäquivalente NRP_B)
für B immer ungünstig</td>
</tr>
<tr>
<td rowspan="5">(II)
Versicherer A

$NRP_A=M_{,A}\cdot k_A$
mit
$\mathbf{M_{A/p;i}=p_A\cdot E(X_i)}$,
mit
$\mathbf{p_A<1}$
und
$\mathbf{k_A>(1-\rho_A)}$</td>
<td rowspan="3">(IIa)

$p_A<1$
und
$k_A>(1-\rho_A)$
und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)}$;

alle Risiken für Versicherer A ungünstig</td>
<td>(IIaα)
$\mathbf{p_A<1}$ und $\mathbf{k_A>(1-\rho A)}$ und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$,
somit
$p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)$</td>
<td>alle Risiken bei A, da
$NRP_A<NRP_B$
totale Antiselektion bei A
totale Proselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>(IIaβ)
$\mathbf{p_A<1}$ und $\mathbf{k_A>(1-\rho A)}$ und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$, somit $p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)$</td>
<td>alle Versicherungsnachfrager indifferent, da $NRP_A=NRP_B$
keine Selektion</td>
</tr>
<tr>
<td>(IIaγ)
$\mathbf{p_A<1}$ und $\mathbf{k_A>(1-\rho A)}$ und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$,
aber $p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)$</td>
<td>alle Risiken bei B, da
$NRP_A>NRP_B$
totale Proselektion bei A
totale Antiselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>(IIb)

$p_A<1$
und
$k_A>(1-\rho_A)$
und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A=E(X_i)}$;

alle Risiken für Versicherer A weder günstig noch ungünstig</td>
<td>(IIbα)
$\mathbf{p_A<1}$ und $\mathbf{k_A>(1-\rho A)}$ und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$ und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A=E(X_i)}$;</td>
<td>alle Risiken bei B, da
$NRP_A>NRP_B$
neutrale Selektion bei A
Antiselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>(IIc)

$p_A<1$
und
$k_A>(1-\rho_A)$
und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)}$;

alle Risiken für Versicherer A günstig</td>
<td>(IIcα)
$\mathbf{p_A<1}$ und $\mathbf{k_A>(1-\rho_A)}$ und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$ und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)}$;</td>
<td>alle Risiken bei B, da
$NRP_A>NRP_B$
totale Antiselektion bei A
totale Antiselektion bei B

bilaterale totale Antiselektion</td>
</tr>
</table>

Abb. 63: Konstellation $L/a_{R/r}$*w-1/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$ im Fall der Kombination $p_A<1$ mit $k_A>(1-\rho_A)$ im Hinblick auf Selektionswirkungen

Fall (III): $p_A>1$ und $k_A<1$

(IIIa) $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A < E(X_i)$: alle Risiken i für Versicherer A **ungünstig**

(IIIaα) $p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$ und $\mathbf{p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A < E(X_i) \cdot (1-\rho_A)}$ und $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A < E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=$ 140 €; $(1-\rho_A)=(1-\rho_A)=0{,}98$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140.0{,}98=$ 137,20 €.
$p_A=1{,}02$; $k_A=0{,}95$; $NRP_{A;i}= p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A= 1{,}02 \cdot 140 \cdot 0{,}95=$ 135,66 €.

Ergebnis: alle Risiken bei A, weil $NRP_A<NRP_B$; Antiselektion bei A, Proselektion bei B.

(IIIaβ) $p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$ und $\mathbf{p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A = E(X_i) \cdot (1-\rho_A)}$ und $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A < E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=$ 140 €; $(1-\rho_A)=(1-\rho_A)=0{,}98$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140.0{,}98=$ 137,20 €.
$p_A=1{,}02$; $k_A=0{,}9607..$; $NRP_{A;i}= p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A= 1{,}02 \cdot 140 \cdot 0{,}9607..=$ 137,20 €.

Ergebnis: alle Versicherungsnachfrager indifferent, weil $NRP_A=NRP_B$; keine Selektion.

(IIIaγ) $p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$ und $\mathbf{p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i) \cdot (1-\rho_A)}$. aber $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A < E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=$ 140 €; $(1-\rho_A)=(1-\rho_a)=0{,}98$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140.0{,}98=$ 137,20 €.
$p_A=1{,}02$; $k_A=0{,}97$; $NRP_{A;i}= p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A= 1{,}02 \cdot 140 \cdot 0{,}97=$ 138,516 €.

Ergebnis: alle Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$; Proselektion bei A, Antiselektion bei B.

(IIIb) $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A = E(X_i)$: alle Risiken i für Versicherer A **weder günstig noch ungünstig**

(IIIbα) $p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$ und $\mathbf{p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i) \cdot (1-\rho_A)}$ und $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A = E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=$ 140 €; $(1-\rho_A)=(1-\rho_A)=0{,}98$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140.0{,}98=$ 137,20 €.
$p_A=1{,}04$; $k_A=0{,}9615..$; $NRP_{A;i}= p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A= 1{,}02 \cdot 140 \cdot 0{,}9615..=$ 140,00 €.

Ergebnis: alle Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$; neutrale Selektion bei A,
Antiselektion bei B.

(IIIc) $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i)$: alle Risiken i für Versicherer A **günstig**

(IIIcα) $p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$ und $\mathbf{p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i) \cdot (1-\rho_A)}$ und $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)=$ 140 €; $(1-\rho_A)=(1-\rho_A)=0{,}98$; $E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=140.0{,}98=$ 137,20 €.
$p_A=1{,}10$; $k_A=0{,}95$; $NRP_{A;i}= p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A= 1{,}10 \cdot 140 \cdot 0{,}95=$ 146,30 €.

Ergebnis: alle Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$; Antiselektion bei A, Antiselektion bei B; somit ***bilaterale Antiselektion***.

Alle Fälle sind in der folgenden Abbildung zusammengestellt.

<table>
<tr>
<td colspan="3">Annahmen:
$(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$
$0<(1-\rho_A)<1$
$0<(1-\rho_B)<1$</td>
<td>Versicherer B
$NRP_B= M_B \cdot k_B$ mit $M_{B;i}=E(X_i)$,
$k_B=(1-\rho_B)$, somit
$NRP_{B;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_B)$
(leistungsäquivalente NRP_B)
für B immer ungünstig</td>
</tr>
<tr>
<td rowspan="5">(III)
Versicherer A

$NRP_A=M_{,A}\cdot k_A$
mit
$M_{A/p;i}=p_A\cdot E(X_i)$,
mit
$p_A>1$
und
$k_A<(1-\rho_A)$</td>
<td rowspan="3">(IIIa)

$p_A>1$
und
$k_A<(1-\rho_A)$
und
$p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)$;

alle Risiken für Versicherer A ungünstig</td>
<td>(IIIaα)
$p_A>1$ und $k_A<1-\rho_A)$
und
$p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$,
somit
$p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)$</td>
<td>alle Risiken bei A, da
$NRP_A<NRP_B$
totale Antiselektion bei A
totale Proselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>(IIIaβ)
$p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$
und
$p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$, somit $p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)$</td>
<td>alle Versicherungsnachfrager indifferent, da $NRP_A=NRP_B$
keine Selektion</td>
</tr>
<tr>
<td>(IIIaγ)
$p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$
und
$p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$,
aber $p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)$</td>
<td>alle Risiken bei B, da
$NRP_A>NRP_B$
totale Proselektion bei A
totale Antiselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>(IIIb)

$p_A>1$
und
$k_A<1-\rho_A)$
und
$p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A=E(X_i)$;

alle Risiken für Versicherer A weder günstig noch ungünstig</td>
<td>(IIIbα)
$p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$
und
$p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$
und
$p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A=E(X_i)$;</td>
<td>alle Risiken bei B, da
$NRP_A>NRP_B$
neutrale Selektion bei A
Antiselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>(IIIc)

$p_A>1$
und
$k_A<(1-\rho_A)$
und
$p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)$;

alle Risiken für Versicherer A günstig</td>
<td>(IIIcα)
$p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$
und
$p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$
und
$p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)$;</td>
<td>alle Risiken bei B, da
$NRP_A>NRP_B$
totale Antiselektion bei A
totale Antiselektion bei B

bilaterale totale Antiselektion</td>
</tr>
</table>

Abb. 64: Konstellation $L/a_{R/r}$*w-1/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=const.$ im Fall der Kombination $p_A>1$ mit $k_A<(1-\rho_A)$ im Hinblick auf Selektionswirkungen

Fall (IV): p_A>1 und **k_A>1**

(IVa) $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A < E(X_i)$: alle Risiken i für Versicherer A **ungünstig**

(IVaα) $p_A>1$ und $k_A>(1-\rho_A)$, somit **$p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i) \cdot (1-\rho_A)$**, aber $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A < E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)$= 140 €; $(1-\rho_A)=(1-\rho_A)=0{,}95$; $E(X_i) \cdot (1-\rho_A)=140.0{,}98$= 133,00 €.
$p_A=1{,}02$; $k_A=0{,}97$; $NRP_{A;i}= p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A= 1{,}02 \cdot 140 \cdot 0{,}97$= 138,516 €.

Ergebnis: alle Risiken bei B, weil $NRP_A<NRP_B$; Proselektion bei A, Antiselektion bei B.

(IVb) $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A = E(X_i)$: alle Risiken i für Versicherer A **weder günstig noch ungünstig**

(IVbα) $p_A>1$ und $k_A>(1-\rho_A)$ und **$p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i) \cdot (1-\rho_A)$** und $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A = E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)$= 140 €; $(1-\rho_A)=(1-\rho_A)=0{,}95$; $E(X_i) \cdot (1-\rho_A)=140.0{,}95$= 133,00 €.
$p_A=1{,}02$; $k_A=0{,}9803..$; $NRP_{A;i}= p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A= 1{,}02 \cdot 140 \cdot 0{,}9803..$= 140,00 €.

Ergebnis: alle Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$; neutrale Selektion bei A, Antiselektion bei B.

(IVc) $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i)$: alle Risiken i für Versicherer A **günstig**

(IVcα) $p_A>1$ und $k_A>(1-\rho_A)$, somit **$p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i) \cdot (1-\rho_A)$**, und $p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A > E(X_i)$

Bsp.: $E(X_i)$= 140 €; $(1-\rho_A)=(1-\rho_A)=0{,}95$; $E(X_i) \cdot (1-\rho_A)=140.0{,}98$= 133,00 €.
$p_A=1{,}10$; $k_A=0{,}97$; $NRP_{A;i}= p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A= 1{,}10 \cdot 140 \cdot 0{,}97$= 149,38 €.

Ergebnis: alle Risiken bei B, weil $NRP_A>NRP_B$; Antiselektion bei A, Antiselektion bei B; somit ***bilaterale Antiselektion***.

Alle Fälle sind in der folgenden Abbildung zusammengestellt.

<table>
<tr>
<td colspan="3">Annahmen:
$(1-\rho_A)=(1-\rho_B)=\text{const.}$
$0<(1-\rho_A)<1$
$0<(1-\rho_B)<1$</td>
<td>Versicherer B
$NRP_B= M_B \cdot k_B$ mit $M_{B;i}=E(X_i)$, $k_B=(1-\rho_B)$, somit
$\mathbf{NRP_{B;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_B)}$
(leistungsäquivalente NRP_B)
für B immer ungünstig</td>
</tr>
<tr>
<td rowspan="3">(IV)
Versicherer A

$NRP_A=M_{,A}\cdot k_A$
mit
$\mathbf{M_{A/p;i}=p_A\cdot E(X_i)}$,
mit
$\mathbf{p_A>1}$
und
$\mathbf{k_A>(1-\rho_A)}$</td>
<td>(IVa)

$p_A>1$
und
$k_A>(1-\rho_A)$
und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)}$;

alle Risiken für Versicherer A ungünstig</td>
<td>(IVaα)

$\mathbf{p_A>1}$ und $\mathbf{k_A>\rho_A)}$
somit
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$,
aber
$p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A<E(X_i)$</td>
<td>alle Risiken bei A, da
$NRP_A<NRP_B$
totale Antiselektion bei A
totale Proselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>(IVb)

$p_A>1$
und
$k_A>1-\rho_A)$
und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A=E(X_i)}$;

alle Risiken für Versicherer A weder günstig noch ungünstig</td>
<td>(IVbα)
$\mathbf{p_A>1}$ und $\mathbf{k_A>(1-\rho_A)}$
und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$
und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A=E(X_i)}$;</td>
<td>alle Risiken bei B, da
$NRP_A>NRP_B$
neutrale Selektion bei A
Antiselektion bei B</td>
</tr>
<tr>
<td>(IVc)

$p_A>1$
und
$k_A<(1-\rho_A)$
und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)}$;

alle Risiken für Versicherer A günstig</td>
<td>(IVcα)
$\mathbf{p_A>1}$ und $\mathbf{k_A>(1-\rho_A)}$
und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$
und
$\mathbf{p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A>E(X_i)}$;</td>
<td>alle Risiken bei B, da
$NRP_A>NRP_B$
totale Antiselektion bei A
totale Antiselektion bei B

bilaterale totale Antiselektion</td>
</tr>
</table>

Abb. 65: Konstellation $L/a_{R/r}$*w-1/2 bei gleichen und konstanten Leistungswahrscheinlichkeiten $(1-\rho_A)=(1-\rho_B)$=const. . im Fall der Kombination $p_A>1$ mit $k_A>(1-\rho_A)$ im Hinblick auf Selektionswirkungen

Es ist insbesondere festzuhalten:

In Konstellationen **(IIcα, IIIcα, IVcα)**,

wo ein ***Versicherer A*** eine ***$NRP_A=p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A$*** verrechnet, die jeweils über den Schadenerwartungswerten der Risiken $E(X_i)$ - also ***über der risikoäquivalenten NRP_i* –** liegt[108], und

wo der andere ***Versicherer B*** eine ***leistungsäquivalente $NRP_{B;i}=E(X_i) \cdot (1-\rho_B)$*** verrechnet,

kommt es im Modell zu ***bilateraler totaler Antiselektion***;

und zwar

- beim Versicherer A zu ***unidirektionaler und multipel-adirektionaler totaler Antiselektion****,*
↑,T,TTtA-1/2 (A)*;*

- beim zweiten Versicherer B mit den leistungsäquvalenten NRPn zu ***mulitpel-direktionaler und adirektionaler totaler Antiselektion***, ↓;□**,**↓↓tA-1/2 (B);

zusammen zu ***bilaterer multipel-direktionaler totaler Antiselektion***, tA-2/2, und zwar

- zum Teil zu ***bilateraler unidirektionaler partieller verbundener Antiselektion***, →→pA-2/2,

- zum Teil zu ***bilateraler multipel-adirektionaler partieller getrennter Antiselektion****,*
pA-2/2 [□,TpA-2/2; ↓↓,TTpA-2/2].

[108] Insbesondere ist dabei der Fall IVcα hervorzuheben, wo der Versicherer A
- eine *einheitlich prozentuell überhöhte Ausgangsprämie $M_{A/p>1:i}$*
- sowie *eine gegenüber der tatsächlichen Leistungswahrscheinlichkeit $(1-\rho_A)$ überhöhte Wahrscheinlichkeit $k_A>(1-\rho_A)$* verrechnet und somit eine *in zweifacher Hinsicht überhöht kalkulierte NRP_A.*

3.3. Mangelnde Leistungsäquivalenz: Umverteilungsprozesse

Vorweg ist zu sagen:

So, wie eine *risikoäquivalente* NRP_i bei einer Leistungswahrscheinlichkeit $(1-\rho)<1$ eine *Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers* bedeutet[109], führt auf der anderen Seite die Versicherung eines Risikos i gegen eine *leistungsäquivalente NRP* zu einer *Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers* $E(V_V)$.

Denn durch die Versicherung des Risikos X_i ergibt sich die Differenz[110]

$$\Delta E(V_V)=\{[V_{V,0}+E(Y_k)+NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho)+0\cdot\rho\}-\{[V_{V,0}+E(Y_k)]\cdot(1-\rho)+0\cdot\rho\}$$
$$=[NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho)$$

und wegen der leistungsäquivalenten $NRP_i=E(X_i)\cdot(1-\rho)$ folgt

$$\Delta E(V_V)=[NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho)=[E(X_i)\cdot(1-\rho)-E(X_i)]\cdot(1-\rho)=E(X_i)\cdot(1-\rho)^2-E(X_i)\cdot(1-\rho)$$
$$=E(X_i)\cdot[(1-\rho)^2-(1-\rho)]$$

und weiters - bei angenommen $0<\rho<1$ bzw. $0<(1-\rho)<1$ - dann wegen $(1-\rho)^2<(1-\rho)$ eben $\Delta E(V_V)<0$.

Es kommt unter den getroffenen Annahmen durch eine risikoäquivalente NRP bzw. durch eine leistungsäquivalente NRP an sich aber zu *keiner Umverteilung zwischen Versicherungsnehmer und Versicherer* im Sinne der schon oben im Abschnitt zu Umverteilungswirkungen im Hinblick auf mangelnde Risikoäquivalenz formulierten Definition, weil es jeweils *nur auf*

---

[109] Vgl. hierzu die ausführliche mathematische Ableitung bei Eszler, Erwin: Leistungsäquivalenz statt Risikoäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt: Konzeptionen und Konsequenzen, Nr. 5 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/4302/ , S. 7 ff. - Dort (S. 9) findet sich auch folgende tabellarische Übersicht:

Annahme: $0<\rho<1$	**Versicherungsnehmer**	**Versicherer**	**Umverteilungseffekt gem. Definition?**
risikoäquivalente NRP	Vermögenserwartungswert **vermindert**	Vermögenserwartungswert **unverändert**	**Nein**
leistungsäquivalente NRP	Vermögenserwartungswert **unverändert**	Vermögenserwartungswert **vermindert**	**Nein**

[110] Variable und Annahmen wie schon in den Abschnitten zu Umverteilungswirkungen im Hinblick auf mangelnde Risikoäquivalenz: $E(V_V)$ für den Erwartungswert des Vermögens des Versicherers für das Ende der Betrachtungsperiode, $V_{V;0}$ für das Vermögen des Versicherers am Beginn der Betrachtungsperiode, $E(Y_k)$ als Erwartungswert für das als unverändert angenommene versicherungstechnische Ergebnis (Prämien minus Schadenvergütungen für eigene Rechnung) aus dem sonstigen Risikenbestand/-kollektiv im Nicht-Ruinfall; im Ruinfall Reduktion des Vermögens des Versicherers auf Null; Wirkungen des betreffenden Einzelrisikos X_i auf die Ruinwahrscheinlichkeit ρ vernachlässigt.

einer Seite – beim Versicherungsnehmer bzw. beim Versicherer – zu einer *Änderung des Vermögenserwartungswertes* kommt.
Wenn jedoch Kalkulationsmängel vorliegen, dann kann es ebenso wie im Zusammenhang mit der Referenzgröße Risikokoäquivalenz (R) – siehe oben – auch im Zusammenhang mit der Referenzgröße Leistungsäquivalenz (L) zu Umverteilungswirkungen kommen.

Im Folgenden sollen Umverteilungswirkungen zunächst für Konstellationen (L/a) bei abweichender Ausgangs-NRP (M), dann Konstellationen (L/w) mit abweichender Leistungswahrscheinlichkeit in der NRP (k) und schließlich Konstellationen mit beiden Kalkulationsmängeln (L/a*w) analysiert werden.

Um auch hier die Komplexität in Grenzen zu halten, werden dabei wieder vereinfachende Annahmen getroffen (etwa: *konstante* Ruin- bzw. Leistungswahrscheinlichkeiten) und es werden überhaupt viele Konstellationen (wie etwa *periodenübergreifende* Umverteilungen) unberücksichtigt bleiben.

3.3.1. Kalkulationsmangel „abweichende Ausgangs-NRP“ (L/a): Umverteilung

Bei der abweichenden Ausgangs-NRP kann es sich wieder um eine einheitliche absolute Ausgangs-NRP oder aber um eine einheitlich relativ-abweichende Ausgangs-NRP handeln.

3.3.1.1. Umverteilung: Konstellation L/a$_{R/a}$-1/1: ein Versicherer: abweichende einheitliche absolute Ausgangs-NRP

Bei der einheitlichen absoluten Ausgangsprämie treten die dadurch bedingten positiven bzw. negativen Änderungen des Vermögenswartungswertes des Versicherers bei den einzelnen Risiken zur durch die (hier: richtig berücksichtigte) Leistungswahrscheinlichkeit bedingen Änderung des Vermögenserwartungswertes hinzu.

Die Änderungen des Vermögenserwartungswertes des Versicherers durch die einheitliche absolute Ausgangsprämie einerseits und die Änderungen des Vermögenserwartungswertes durch die Berücksichtigung der Leistungswahrscheinlichkeit an sich können bei den einzelnen Risiken dann gleichgerichtet oder gegengerichtet sein.

<u>Rechenbeispiel:</u>

Versicherer A habe einen einem Bestand von insgesamt100 Risiken und verrechne eine einheitlich abweichende absolute Ausgangs-NRP $M_{A/c}$= 200,00 €;

Der Risikenbestand des Versicherers A setze sich zusammen (stark vereinfachende Annahmen) aus

- m=50 Risiken $X_{i\uparrow}$[111] mit (stark vereinfachende Annahme) einheitlich $E(X_{i\uparrow})$=170,00 €, somit $(X_{i\uparrow})<M_{A/c}$;

---

[111] Wie schon in obigen Abschnitten soll ein nach *oben gerichteter Pfeil* ↑ (bei Risiken, Schadenerwartungswerten und Vermögenserwartungswerten von Versicherungsnehmern) „gute“ Risiken bzw. eine *Umverteilung weg vom Vermögenserwartungswert des betreffenden Versicherungsnehmers* symbolisieren.

- n=50 Risiken $X_{i\downarrow}$[112] mit (stark vereinfachende Annahme) einheitlich $E(X_{i\downarrow})=220{,}00$ € und somit $E(X_{i\downarrow})>M_{A/c}$.

Die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A betrage $\rho_A=0{,}02$, somit die Leistungswahrscheinlichkeit $(1-\rho_A) = 0{,}98$, und werde in der Gesamt-NRP richtig berücksichtigt mit $k_A=0{,}98$.

Für jedes der 100 Risiken X_i beträgt somit die $NRP_A=M_{A/c}\cdot k_A=200\cdot 0{,}98=196{,}00$ €.

Für den Versicherer A ergibt sich (vgl. oben) dann bei jedem Risiko X_i allgemein eine Änderung des Vermögenserwartungswertes von

$\Delta E(V_A)=\{[V_{A;0}+E(Y_{k;A})+NRP_A-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}-\{[V_{A;0}+E(Y_{k;A})]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}$
$=[NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$

und wegen hier $NRP_i= M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)$ folgt

$\Delta E(V_A)= [NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A) = [M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)= M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)^2 - E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$

Wenn für ein Risiko X_i gilt $M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)^2>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ bzw. $M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)>E(X_i)$,

dann bedeutet das eine Erhöhung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A;

bei $M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)^2<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ bzw. $M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)<E(X_i)$,

bedeutet dies eine Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A.

Betrachten wir aber nun konkret ein Risiko X_g mit $E(X_g)=$€ 170,-. Dann ergibt sich konkret

$M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)^2 = 200\cdot 0{,}98^2= \underline{192{,}08\text{ €}}$
(das ist die Prämie, die der Versicherer A im Nicht-Ruin-Fall hat)

bzw.

$E(X_i)\cdot(1-\rho) = 170\cdot 0.98=\underline{166{,}6\text{ €}}$
(das ist der Erwartungswert der Versicherungsleistung im Nicht-Ruin-Fall)

und somit eine Erhöhung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers von

$\Delta E(V_A) = 192{,}08 - 166{,}60 = \underline{+25{,}48\text{ €}}$

Beim Versicherungsnehmer hinsichtlich des Risikos g würde allgemein eine leistungsäquivalente NRP nicht zu einer Änderung seines Vermögenserwartungswertes $E(V_g)$ führen, da der Verminderung des Vermögenserwartungswertes $E(V_g)$ um die leistungsäquivalente Nettorisikoprämie $NRP_i=E(X_g)(1-\rho)$ genau die Erhöhung des Vermögenswartungswertes $E(V_g)$ um

[112] Wie schon in obigen Abschnitten soll ein nach *unten gerichteter Pfeil* ↓ (bei Risiken, Schadenerwartungswerten und Vermögenserwartungswerten von Versicherungsnehmern) „schlechte“ Risiken bzw. eine *Umverteilung hin zum Vermögenserwartungswert des betreffenden Versicherungsnehmers* symbolisieren.

den Erwartungswert der Schadenvergütungen (Versicherungsleistungen) für den Nicht-Ruin-fall $E(X_i)\cdot(1-\rho)$ gegenübersteht.[113]

Hier handelt es sich aber um ein Risiko g, für das eben nicht eine leistungsäquivalente NRP verrechnet wurde. Die Veränderung des Vermögenserwartungswertes des betreffenden Versicherungsnehmers $E(V_g)$ durch die Versicherung des Risikos g beträgt

$\Delta E(V_i) = E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A = E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)= 170{,}00\cdot 0{,}98 - 200{,}00\cdot 0{,}98 = 166{,}60-196{,}00 = \underline{-29{,}40\ €.}$

Es kommt also zu einem Betrag der Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers $E(V_g)$ zum Vermögenserwartungswert des Versicherers A $E(V_A)$ in Höhe von € 25,48 (im Nicht-Ruin-Fall) – das ist also genau der (Absolut-)Betrag, der oben für die Erhöhung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A, also für $\Delta E(V_A)$, ermittelt wurde - sowie zu einem Betrag der Umverteilung vom Vermögen des Versicherungsnehmers V_i zum Vermögenserwartungswert der Konkursmasse [114] [115] [116] [117] im (Ruin-Fall des Versicherer A) in Höhe von 29,40-25,48= 3,92 €. Es ist also genau die Prämie, die dem Versicherungsnehmer im Ruinfall verlorengeht: $M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)\cdot\rho_A=200\cdot 0{,}98\cdot 0{,}02= 3{,}92$ €. Vgl. dazu die folgende Abbildung.

[113] Siehe oben und für die mathematische Ableitung auch Eszler, Erwin: Leistungsäquivalenz statt Risikoäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt: Konzeptionen und Konsequenzen, Nr. 5 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/4302/ , S. 8.

[114] Der Ausdruck „Konkursmasse“ wird im vorliegenden Kontext nicht als juristischer definierter Begriff im Rahmen einer bestimmten Rechtsordnung verwendet, sondern betriebswirtschaftlich einfach als Vermögen, das im Ruinfall des Versicherers A übrigbleibt zur Befriedigung von Gläubigern.

[115] Da für eine Qualifizierung als Umverteilung ja der Verminderung des Vermögenswartungswertes eines Wirtschaftssubjektes – hier des Versicherungsnehmers bezüglich des Risiko i, also $\Delta E(V_i)$, - eine entsprechende Erhöhung des Vermögenserwartungswertes eines anderen Wirtschaftssubjektes (oder mehrerer) gegenüberstehen muss, stellt sich die Frage, wo es hier diese entsprechenden Erhöhungen gibt. Die Antwort: Es ist die positive Erhöhungen des Vermögenserwartungswertes von einem oder mehreren anderen Wirtschaftssubjekten, die Ansprüche an die Konkursmasse haben (Gläubiger) und die sonst eine entsprechend niedrigere Leistung aus der Konkursmasse erhalten würden (Differenzbetrag).

[116] Bei der Gleichung zur Ermittlung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers bzw. der Änderung seines Vermögenserwartungswertes wird im Rahmen der vorliegenden Arbeit immer angenommen, dass das Vermögen des Versicherers im Ruinfall 0 beträgt. Daher kann es keine Vermögensumverteilung zum Vermögenserwartungswert des Versicherers geben, sondern nur zum Vermögenserwartungswert der Konkursmasse, aus der die Gläubiger befriedigt werden (wobei dann eben für den Versicherer keine Vermögen mehr übrigbleibt).

[117] Unter der (nicht unproblematischen) Annahme, dass der Versicherungsnehmer hinsichtlich des Risikos i selbst nichts aus der Konkursmasse erhält. Lässt man diese Annahme fallen, dann könnte die Position des Versicherungsnehmers in einer *Zufallsvariablen der ruinbedingten Selbstbehalte* mit einem entsprechenden *Erwartungswert der ruinbedingten Selbstbehalte* berücksichtigt werden. Vgl. Eszler, Erwin: Leistungsäquivalenz statt Risikoäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt: Konzeptionen und Konsequenzen, Nr. 5 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/4302/ , S. 5.

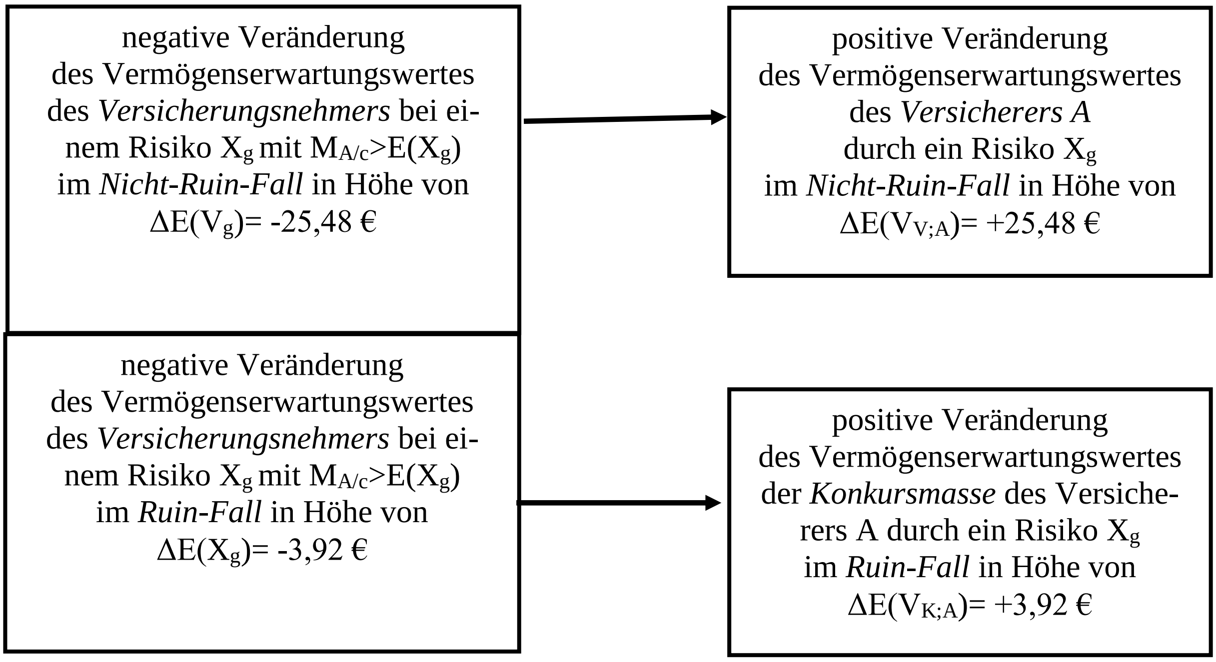

Abb. 66: Konstellation L/$a_{R/a}$-1/1: zwei Umverteilungen im Fall eines Risikos, dessen Erwartungswert der Versicherungsleistungen unter der einheitlichen absoluten Ausgangsprämie liegt (Illustration zum Rechenbeispiel)

Bei solchen Risiken sind die Änderungen des Vermögenserwartungswertes des Versicherers durch die einheitliche absolute (bei diesen Risiken zu hohe) Ausgangsprämie (positiv) einerseits und die Änderungen des Vermögenserwartungswertes durch die Berücksichtigung der Leistungswahrscheinlichkeit an sich (negativ) *gegenläufig und heben einander daher teilweise auf.*

Betrachten wir nun aber ein Risiko X_s mit $E(X_s)$= 220,00 € und somit $E(X_s)>M_{A/c}$.

Dann ergibt sich konkret wieder

$M_{A/c}\cdot(1-\rho)^2 = 200\cdot 0{,}98^2 = 192{,}08$ €
(das ist die Prämie, die der Versicherer A im Nicht-Ruin-Fall hat)

bzw.

$E(X_i)\cdot(1-\rho) = 220\cdot 0.98 = 215{,}60$ €
(das ist der Erwartungswert der Versicherungsleistung im Nicht-Ruin-Fall)

und somit eine Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers im Nicht-Ruin-Fall von

$\Delta E(V_A) = 192{,}08 – 215{,}60 = \underline{-23{,}52\text{ €.}}$

Die Veränderung des Vermögenserwartungswertes des betreffenden Versicherungsnehmers g durch die Versicherung im Nicht-Ruin-Fall beträgt

$\Delta E(V_g) = E(X_s) \cdot (1-\rho_A)-NRP_A == E(X_s) \cdot (1-\rho_A)-M_{A/c} \cdot (1-\rho_A)= 220{,}00 \cdot 0{,}98 - 200{,}00 \cdot 0{,}98 = 215{,}60-196{,}00 =$ <u>+19,60 €.</u>

Es kommt also zu einem Betrag der Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherers A $E(V_A)$ zum Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers mit dem Risiko g $E(V_g)$ in Höhe von € 19,60 (im Nicht-Ruin-Fall); weiters aber auch zu einem Betrag der Umverteilung vom Vermögen des Versicherers A $E(V_A)$ zum Vermögenserwartungswert der Konkursmasse (im Ruin-Fall) in Höhe von 23,52-19,60= 3,92 €. *Es ist also wieder genau die Prämie, die dem Versicherungsnehmer im Ruinfall verlorengeht*: $M_{A/c} \cdot (1-\rho_A) \cdot \rho_A = 200 \cdot 0{,}98 \cdot 0{,}02 =$ 3,92 €. Vgl. dazu die folgende Abbildung.

positive Veränderung
des Vermögenserwartungswertes
des *Versicherungsnehmers* bei einem Risiko $X_{i\uparrow}$ mit $M_{A/c}<E(X_s)$
im *Nicht-Ruin-Fall* in Höhe von
$\Delta E(V_s)= +19{,}60$ €

negative Veränderung
des Vermögenserwartungswertes
des *Versicherers A*
durch ein Risiko X_s
im *Nicht-Ruin-Fal*l in Höhe von
$\Delta E(V_{V;A})= -19{,}60$ €

negative Veränderung
des Vermögenserwartungswertes
des *Versicherers A*
durch ein Risiko X_s
im *Ruin-Fall* in Höhe von
$\Delta E(V_{K;A})=$ € -3,92,60

positive Veränderung
des Vermögenserwartungswertes
der *Konkursmasse* des Versicherers A durch ein Risiko X_s
im *Ruin-Fall* in Höhe von
$\Delta E(V_{V;A})= +3{,}92$ €

Abb. 67: Konstellation $L/a_{R/a}$-1/1: zwei Umverteilungen im Fall eines Risikos, dessen Erwartungswert der Versicherungsleistungen über der einheitlichen absoluten Ausgangsprämie liegt (Illustration zum Rechenbeispiel)

Bei solchen Risiken sind die Änderungen des Vermögenserwartungswertes des Versicherers durch die einheitliche absolute (bei diesen Risiken zu niedrige) Ausgangsprämie (negativ) einerseits und die Änderungen des Vermögenserwartungswertes durch die Berücksichtigung der Leistungswahrscheinlichkeit an sich (negativ) *gleichgerichtet und verstärken einander*.

Nun kann abschließend noch geklärt werden, welche Risiken X_i genau im Hinblick auf deren Erwartungswerte der versicherten Schäden $E(X_i)$ hier für den Versicherer A günstig bzw. ungünstig sind.

Zunächst kann dies allgemein durch Heranziehen der schon weiter oben angeführten Gleichung geschehen:

$$\Delta E(V_A)= [NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A) = [M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A) = M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)^2 -E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$$

Setzt man nun

$$M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)^2 - E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=0$$

bzw.

$$M_{A/c}\cdot(1-\rho_A)^2 = E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$$

dann ergibt sich für den Schadenerwartungswert des Risikos

$$E(X_i) = M_{A/c} \cdot (1 - \rho_A)$$

und somit ein Betrag, der genau der verrechneten Prämie entspricht, die in diesem Fall dann eben wieder (wie auch schon bei Analysen weiter oben) zugleich der risikoäquivalenten Prämie entspricht.

Alle Risiken X_i mit

$$E(X_i) < M_{A/c} \cdot (1 - \rho_A)$$

sind für den Versicherer günstig,

alle Risiken X_i mit

$$E(X_i) > M_{A/c} \cdot (1 - \rho_A)$$

sind für den Versicherer ungünstig.

Konkret numerisch heißt das für das vorliegende Rechenbeispiel,

alle Risiken X_i mit

$$E(X_i) < 200 \cdot 0{,}98$$

und also einem Erwartungswert der versicherten Schäden von weniger als $200\cdot0{,}98= 196{,}00$ € sind für den Versicherer A günstig (Umverteilung vom Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers zum Vermögenserwartungswert des Versicherers),

alle Risiken X_i mit

$$E(X_i) > 200 \cdot 0{,}98$$

und also einem Erwartungswert der versicherten Schäden von mehr als 200·0,98 = 196,00 € sind für den Versicherer A ungünstig (Umverteilung vom Vermögenserwartungswert des Versicherers zum Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers).

3.3.1.2. Umverteilung: Konstellation L/$a_{R/r}$-1/1: ein Versicherer: einheitlich relativ-abweichende Ausgangs-NRP

Auch bei einer einheitlich relativ-abweichende Ausgangsprämie treten die dadurch bedingten positiven bzw. negativen Änderungen des Vermögenswartungswertes des Versicherers bei den einzelnen Risiken – und zwar hier bei allen Risiken in gleicher Weise - zur durch die (hier: richtig berücksichtigte) Leistungswahrscheinlichkeit bedingten Änderung des Vermögenserwartungswertes hinzu.

Die Änderungen des Vermögenserwartungswertes des Versicherers durch die einheitlich relativ-abweichende Ausgangsprämie einerseits und die Änderungen des Vermögenserwartungswertes durch die Berücksichtigung der Leistungswahrscheinlichkeit an sich sind dann bei jeweils allen Risiken immer gleichgerichtet oder gegengerichtet.

Rechenbeispiel:

Versicherer A habe einen Bestand von insgesamt100 Risiken und verrechne eine einheitlich relativ-abweichende Ausgangs-NRP mit **p_A=1,10**, somit eine überhöhte Ausgangs-NRP mit $M_{A/p}=p_A\cdot E(X_i)=1{,}1\cdot E(X_i)$.
Die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A betrage $\rho_A=0{,}02$, somit die Leistungswahrscheinlichkeit $(1-\rho_A)=0{,}98$, und werde in der Gesamt-NRP richtig berücksichtigt mit $k_A=0{,}98$.

Für ein Risiko X_g mit einem Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_g)$= 170,00 € ergibt sich somit eine $NRP_{A;g}=M_{A/p}\cdot k_A=p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A=1{,}1\cdot 170\cdot 0{,}98=$ 183,26 €.

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes des *Versicherers A* im *Nicht-Ruin-Fall* ergibt sich wieder aus

$\Delta E(V_A)=[NRP_i-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A) = [M_{A/p}\cdot k_A-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)= [p_A\cdot E(X_i)\cdot(1-\rho_A)-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)]$
$=[1{,}1\cdot 170\cdot 0{,}98-170]\ 0{,}98=[183{,}26-170]\ 0{,}98=13{,}26\cdot 0{,}98=$ +12,9948 €.

Die Veränderung des Vermögenserwartungswertes des betreffenden *Versicherungsnehmers* durch die Versicherung des Risikos g beträgt im *Nicht-Ruin-Fall*

$\Delta E(V_g)=E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A =E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-M_{A/p}\cdot k_A =[E(X_g)\cdot(1-\rho_A)]-[p_A\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_A)]$
$=170{,}00\cdot 0{,}98 - 1{,}1\cdot 170\cdot 0{,}98 = 166{,}60-183{,}26 =$ -16,66 €

Die *Differenz* zwischen dem Betrag der Erhöhung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers $\Delta E(V_A)$ um 12,9948 € und dem Betrag der Verringerung des Vermögenserwartungswertes des betreffenden Versicherungsnehmers durch die Versicherung des Risikos g $\Delta E(V_g)$ um 16,66 € in Höhe von 16,66-12,9948=3,6652 € ist der Betrag der Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des betreffenden Versicherungsnehmers $E(V_g)$ durch die Versicherung des Risikos g hin zum Vermögenserwartungswert der Konkursmasse des Versicherers A im Ruinfall. Oder anders ermittelt als der Erwartungswert der Prämie, die dem Versicherungsnehmer im Ruinfall verlorengeht: $NRP_{A;g;\rho}=(M_{A/p}\cdot k_A)\cdot\rho_A= [p_A\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_A)]\cdot\rho_A= 1{,}1\cdot170\cdot0{,}98\cdot0{,}02=$ <u>3,6652 €</u>.

Wäre hingegen **<u>p_A=0,9</u>**, dann würde sich für ein Risiko X_g mit einem Erwartungswert der versicherten Schäden von $E(X_g)$= 170,- € eine $NRP_g = M_A\cdot k_A = 0{,}9\cdot170\cdot0{,}98=$ <u>149,94 €</u> ergeben.

Die Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A ergibt sich wieder aus

$\Delta E(V_A)= [NRP_g-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A) = [M_{A/p}\cdot k_A -E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)= [p_A\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)]$
$=[0{,}9\cdot170\ 0{,}98 - 170]\cdot0{,}98=[149{,}94-170]\cdot0{,}98=-20{,}06\cdot0{,}98=$<u>-19,6588 €</u>

Der Betrag der Veränderung des Vermögenserwartungswertes des betreffenden Versicherungsnehmers beträgt

$\Delta E(V_g) = E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A == E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-M_{A/p}\cdot k_A =E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-p_A\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_A)$
$=170{,}00\cdot0{,}98 - 0{,}9\cdot170\cdot0{,}98 = 166{,}60-149{,}94 =$ <u>+16,66 €</u>

Dies ist zugleich der Betrag der Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherers A zum Vermögenserwartungswert des betreffenden Versicherungsnehmers durch die Versicherung des Risikos g im Nicht-Ruin-Fall.

Die Differenz zwischen der Verringerung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers $\Delta E(V_A)$ um 19,6588 € und der Erhöhung des Vermögenserwartungswertes des betreffenden Versicherungsnehmers durch die Versicherung des Risikos g $\Delta E(V_g)$ in Höhe von 16,66 € in Höhe von 19,6588-16,66=<u>2,9988 €</u> ist der Betrag der Umverteilung (Ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherers A $E(V_A)$ durch die Versicherung des Risikos g hin zum Vermögenserwartungswert der Konkursmasse des Versicherers A im Ruinfall. Oder anders ermittelt als Erwartungswert der Prämie, die dem Versicherungsnehmer im Ruinfall verlorengeht: $NRP_{A;g;\rho}=(M_{A/p}\cdot k_A)\cdot\rho_A= [p_A\cdot E(X_g)\cdot(1-\rho_A)]\cdot\rho_A= 0{,}9\cdot170\cdot0{,}98\cdot0{,}02=$ <u>2,9988 €.</u>

3.3.2. Kalkulationsmangel „abweichende Leistungswahrscheinlichkeit in der NRP“ (L/w): Umverteilung

3.3.2.1. Umverteilung: Konstellation L/w-1/1: ein Versicherer: abweichende Leistungswahrscheinlichkeit in der NRP, $k_A\neq(1-\rho_A)$

Bei einem Kalkulationsfehler hinsichtlich der verrechneten Leistungswahrscheinlichkeit von $k_A<1$ wird der durch die Verrechnung einer leistungsäquivalenten NRP *bereits verminderte Vermögenserwartungswert des Versicherers A weiter vermindert (kumulierende Wirkung).*

Im Falle $k_A>1$ wird die an sich durch die Verrechnung einer leistungsäquivalenten NRP bewirkte *Verminderung des Vermögenserwartungswerts des Versicherers A teilweise oder ganz kompensiert oder sogar zu einer Erhöhung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers überkompensiert (kompensierende Wirkung).*

Umgekehrte Effekte treten dann beim Versicherungsnehmer ein, und insgesamt also Umverteilungen (ex ante) zwischen dem Vermögenserwartungswert des Versicherers (bzw. seiner Konkursmasse) und dem Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers – soferne sich nicht gerade die risikoäquivalente NRP ergibt, die ja zu keiner Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers führt und somit auch zu keiner Umverteilung (ex ante).

Rechenbeispiele:

Versicherer A verrechne risikoäquivalente Ausgangs-NRPn mit $M_{A;i}=E(X_i)$

Die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A betrage $\rho_A=0{,}02$, somit die Leistungswahrscheinlichkeit $(1-\rho_A)=0{,}98$.

Die Leistungswahrscheinlichkeit des Versicherers A werde in der Gesamt-NRP unrichtig mit $k_A=0{,}99$ und somit $\mathbf{k_A>(1-\rho_A)}$ verrechnet.

Für ein Risiko mit z. B. $E(X_g)=200{,}00$ € ergibt sich somit nicht die leistungsäquivalente $NRP_g = M_g\cdot(1-\rho_A)=200\cdot 0{,}98=196{,}00$ €, sondern die höhere $NRP_{A;g}=M_{A;i}\cdot k_A=200\cdot 0{,}99=198{,}00$ €.

Für den *Versicherer A* ergibt sich dann bei Versicherung des Risikos X_g eine Änderung des Vermögenserwartungswertes von

$$\Delta E(V_A)=\{[V_{V;0}+E(Y_{k;A})+NRP_A-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}-\{[V_{V;0}+E(Y_{k;A})]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}$$
$$=[NRP_g-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)= [M_i\cdot k_A)-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)$$
$$=[200\cdot 0{,}99-200]\cdot 0{,}98=[198-200]\cdot 0{,}98=-2\cdot 0{,}98=-\underline{1{,}96\text{ €}}$$

Bei einer leistungsäquivalenten NRP wäre die Änderung des Vermögenserwartungswertes für den Versicherer

$$\Delta E(V_A)=[NRP_g-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)=[M_g\cdot k_A)-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$$
$$=[200\cdot 0{,}98-200]\cdot 0{,}98=[196-200]\cdot 0{,}98=-4\cdot 0{,}98=-\underline{3{,}92\text{ €}}$$

Durch die überhöhte Berücksichtigung der Leistungswahrscheinlichkeit *reduziert* sich also das Ausmaß der Verringerung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers um 3,92-1,96=<u>1,96 €</u> von -3,92 € auf nunmehr -1,96 € *(teilweise Kompensation).*

Die Veränderung des Vermögenserwartungswertes des betreffenden *Versicherungsnehmers* durch die Versicherung des Risikos g beträgt

$$\Delta E(V_g) = E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A=E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-M_g\, k_A=200\cdot 0{,}98-200\cdot 0{,}99=196-198=-\underline{2{,}00\text{ €.}}$$

Bei einer leistungsäquivalenten NRP wäre die Änderung des Vermögenserwartungswertes für den Versicherungsnehmer bekanntermaßen

$$\Delta E(V_g) = E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A=E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-M_g\,(1-\rho_A)$$
$$=200\cdot 0{,}98-200\cdot 0{,}98=196-196=\underline{0\text{ €.}}$$

Die durch die überhöhte Berücksichtung der Leistungswahrscheinlichkeit verursachte Verringerung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers beträgt also <u>2,00 €</u>.

Da durch die Versicherung des Risikos g *sowohl der Versicherer A wie auch der Versicherungsnehmer eine Reduktion ihres Vermögenserwartungswertes* haben, gibt es zwischen dem Versicherungsnehmer und dem Versicherer A *keine Umverteilung*.

Wäre im Rahmen der vorliegenden Konstellation L/w-1/1 aber $\mathbf{k_A>1}$ und die NRP_A somit *höher* als die risikoäquivalente NRP, dann würde der Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers ein Erhöhung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers gegenüberstehen und es somit zu einer *Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers hin zum Vermögenserwartungswert des Versicherers* kommen.

Wenn hingegen die Leistungswahrscheinlichkeit des Versicherers A in der Gesamt-NRP unrichtig z. B. mit k_A=0,97 und somit $\mathbf{k_A<(1-\rho_A)}$ verrechnet wird, dann ergibt sich z. B. für ein Risiko mit $E(X_g)$ = 200,00 € wieder nicht die leistungsäquivalente $NRP_i=M_g\cdot(1-\rho_A)=200\cdot0{,}98$ =196,- €, sondern in diesem Fall die niedrigere $NRP_g=M_g\cdot k_A=200\cdot0{,}97=194$,- €.

Für den *Versicherer A* ergibt sich dann durch Versicherung des Risikos X_g eine Änderung des Vermögenserwartungswertes von

$\Delta E(V_A)=\{[V_{V;0}+E(Y_{k;A})+NRP_A-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}-\{[V_{V;0}+E(Y_{k;A})]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}$
$=[NRP_g-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)=[M_i\cdot k_A)-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)$
$=[200\cdot0{,}97-200]\cdot0{,}98=[194-200]\cdot0{,}98=-6\cdot0{,}98=-\underline{5{,}88\text{ €}}$

Bei einer leistungsäquivalenten NRP wäre die Änderung des Vermögenserwartunswertes für den Versicherer (wie oben)

$\Delta E(V_A)=[NRP_g-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)=[M_g\cdot k_A)-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$
$=[200\cdot0{,}98-200]\cdot0{,}98=[196-200]\cdot0{,}98=-4\cdot0{,}98=-\underline{3{,}92\text{ €}}$

Durch die zu niedrige Berücksichtigung der Leistungswahrscheinlichkeit in der NRP *erhöht* sich also die Verringerung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers weiter um 5,88-3,92=<u>1,96 €</u> von -3,92 € auf nunmehr -5,88 € *(ungünstige kumulierende Wirkung).*

Die Veränderung des Vermögenserwartungswertes des betreffenden *Versicherungsnehmers* durch die Versicherung des Risikos g beträgt hier

$\Delta E(V_g) = E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A=E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-M_g\cdot k_A=200\cdot0{,}98-200\cdot0{,}97=196-194=+\underline{2{,}00\text{ €.}}$

Bei einer leistungsäquivalenten NRP wäre die Änderung des Vermögenserwartungswertes für den Versicherungsnehmer bekanntermaßen

$\Delta E(V_g) = E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A == E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-M_g\,(1-\rho_A)$
$=200\cdot0{,}98-200\cdot0{,}98=196-196=\underline{0\text{ €.}}$

Die durch die zu niedrige Berücksichtigung der Leistungswahrscheinlichkeit verursachte Erhöhung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers beträgt also <u>2,00 €</u>, wovon 1,96 € als *Umverteilung (ex ante) vom Versicherer hin zum Versicherungsnehmer* – der (wie oben ermittelt) ja *durch dieselbe Ursache* eine (weitere) Verminderung des Vermögenserwartungswertes von eben 1,96 € hat - interpretiert werden kann.

3.3.2.2. Umverteilung: Konstellation L/w-1/1: ein Versicherer: abweichende Leistungswahrscheinlichkeit in der NRP, k_A=1

Eine leistungsäquivalente NRP führt nicht zu einer Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers, aber – wie schon oben dargelegt wurde - zu einer Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers.

Eine NRP würde nur dann nicht zu einer Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers führten, wenn sie mindestens der risikoäquivalenten NRP entspricht.

Wenn die NRP des Versicherers der risikoäquivalenten NRP entspricht, dann hat er keine Veränderung seines Vermögenserwartungswerts durch die Versicherung des betreffenden Risikos.

Eine risikoäquivalente NRP bedeutet aber, dass bei hier angenommen richtig verrechneter Ausgangs-NRP $M_{A;i}=E(X_i)$ die Ruinwahrscheinlichkeit (bei angenommen tatsächlich immer $\rho\neq0$) mit $\mathbf{k_A=1}$ unrichtigerweise gleichsam mit $\rho=0$ bzw. die Leistungswahrscheinlichkeit unrichtigerweise gleichsam mit $(1-\rho)=1$ verrechnet wird.

Die herkömmlicherweise als für die Individualversicherung ideal angesehende und in vielen Darstellungen zugrundegelegte risikoäquivalente NRP stellt also (bei angenommen tatsächlich immer $\rho\neq0$) einen speziellen Fall einer unrichtig kalkulierten leistungsäquivalenten NRP dar.

Das bedeutet aber auch, dass das Konzept der Leistungsäquivalenz der NRP das umfassendere Konzept ist, dass den Fall der Risikoäquivalenz der NRP als einen bestimmten Spezialfall miteinschließt.

Wie schon oben ausgeführt, führt eine risikoäquivalente NRP_i für ein Risiko i unter den gemachten Annahmen zu einer Verminderung des Vermögenserwartungswertes des betreffenden Versicherungsnehmers $E(V_i)$, aber nicht zu einer Erhöhung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers $E(V_V)$. Daher liegt bei der Konstellation L/w-1/1 mit k_A=1 *keine Umverteilung (ex ante)* im Sinne der zugrundegelegten Definition vor.

3.3.3. Kalkulationsmängel „abweichende Ausgangs-NRP und abweichende Leistungswahrscheinlichkeit in der NRP (L/a*w): Umverteilung

3.3.3.1. Umverteilung: Konstellation L/$a_{R/a}$*w-1/1: ein Versicherer: einheitliche absolute Ausgangs-NRP und abweichende Leistungswahrscheinlichkeit

Die schon weiter oben dargestellten Wirkungen einer von einem Versicherers A verrechneten einheitlichen absoluten Ausgangs-NRP M_A=const. bei einer richtig verrechneten Leistungswahrscheinlichkeit $k_A=(1-\rho_A)$ lassen sich nun auch auf eine unrichtig verrechnete Leistungswahrscheinlichkeit $k_A\neq(1-\rho_A)$ übertragen bzw. damit kombinieren:

Zunächst ist wieder allgemein zu bestimmen, bei welchem Erwartungswert der versicherten Schäden $E(X_i)$ eines Risikos X_i es nicht zu einer Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers kommt:

$$\Delta E(V_A)= [NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A) = [M_A\cdot k_A-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A) = M_A\cdot k_A\cdot(1-\rho_A) - E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$$

Setzt man nun

$$M_A\cdot k_A\cdot(1-\rho_A) - E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=0$$

bzw.

$$M_A\cdot k_A\cdot(1-\rho_A) = E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$$

dann ergibt sich

$$E(X_i) = M_A \cdot k_A$$

Das heißt zugleich wiederum (und führt zum bekannten Ergebnis), dass es nur bei einer Gesamt-NRP, die bei einem bestimmten Risiko X_i gleich ist der risikoäquivalenten NRP, nicht zu einer Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A durch dieses Risiko X_i kommt.

Alle Risiken X_i mit

$$E(X_i) < M_A \cdot k_A$$

sind für den Versicherer günstig und es kommt zur Umverteilung vom Versicherungsnehmer zum Versicherer A,

alle Risiken X_i mit

$$E(X_i) > M_A \cdot k_A$$

sind für den Versicherer ungünstig und es kommt zur Umverteilung vom Versicherer A Versicherungsnehmer.

Durch eine unrichtige Verrechnung der Leistungswahrscheinlichkeit wird also die Grenze zwischen den für den Versicherer günstigen und den ungünstigen Risiken verschoben, und es kommt zu entsprechenden Umverteilungseffekten.

Bei den verschiedenen Konstellationen bzw. Kombinationen von einheitlicher absoluter Ausgangsprämie (M_c) und Kalkulationsmängeln bei der Berücksichtigung der Leistungswahrscheinlichkeit in der NRP (k) und Verhältnissen von Schadenerwartungswert bei einem bestimmten Risiko und einheitlicher absoluter Ausgangsprämie [$E(X_i)$ zu M_c] können sich für Versicherer und Versicherungsnehmer jeweils *günstige oder ungünstige kumulierende Wirkungen auf den Vermögenserwartungswert* oder aber *mehr oder weniger kompensierende Wirkungen* hinsichtlich der Änderungen auf den Vermögenserwartungswert und dann auch auf entsprechende Umverteilungswirkungen ergeben.

Folgende Fälle sind möglich (wenn man jene Risiken unberücksichtigt lässt, wo zufällig gerade gilt $E(X_i)=M_{A/c}$) (vgl. die folgende Abbildung):

Verschiedene Typen von Risiken nach dem Verhältnis $E(X_i)$ zu M_c	Kombinationen von einheitlicher absoluter Ausgangsprämie $M_{A/c}$ mit Kalkulationsfehlern des Versicherers hinsichtlich der Berücksichtigung der Leistungswahrscheinlichkeit $k\neq(1-\rho)$ in der NRP bei $0<(1-\rho)<1$	
	$k<(1-\rho)$	$k>(1-\rho)$[118]
$E(X_i)>M_c$	VN: günstige kumulierende Wirkung VR: ungünstige kumulierende Wirkung	VN: kompensatorische Wirkung VR: kompensatorische Wirkung
$E(X_i)<M_c$	VN kompensatorische Wirkung VR kompensatorische Wirkung	VN: ungünstige kumulierende Wirkung VR: günstige kumulierende Wirkung

Abb. 68: Konstellation $L/a_{R/a}$*w-1/1: Kombinationen der zwei Kalkulationsmängel und Fälle von Risiken hinsichtlich des Verhältnisses von Schadenerwartungswert $E(X_i)$ zur einheitlichen absoluten Ausgangprämie $M_{A/c}$

<u>Rechenbeispiel für die Kombination und den Fall $E(X_i)<M_c$ und $1>k_A>(1-\rho)$</u>

Versicherer A verrechne eine einheitliche Ausgangs-NRP mit $M_{A/c}$= 200,00 €.
Die Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers A betrage ρ_A=0,02, somit die Leistungswahrscheinlichkeit $(1-\rho_A)$=0,98.
Die Leistungswahrscheinlichkeit des Versicherers A werde in der Gesamt-NRP aber unrichtig mit k_A=0,99 und somit $k_A>(1-\rho_A)$ verrechnet.

Für ein Risiko mit $E(X_g)$=180,00 € z. B. ergibt sich somit nicht die leistungsäquivalente $NRP_i=M_i\cdot(1-\rho_A)=180\cdot0{,}98=176{,}40$ €, sondern die höhere $NRP_{A/c;i}=M_{A/c}\cdot k_A=200\cdot0{,}99=198{,}00$ €.

Für den *Versicherer A* ergibt sich dann beim Risiko X_g eine Änderung des Vermögenserwartungswertes von

$$\Delta E(V_A)=\{[V_{V;0}+E(Y_{k;A})+NRP_A-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}-\{[V_{V;A}+E(Y_{k;A})]\cdot(1-\rho_A)+0\cdot\rho_A\}$$
$$=[NRP_g-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)=[M_{A/c}\cdot k_A-E(X_g)]\cdot(1-\rho_A)$$
$$=[200\cdot0{,}99-180]\cdot0{,}98=[198-180]\cdot0{,}98=+18\cdot0{,}98=\underline{+17{,}64\text{ €}}.$$

Bei einer leistungsäquivalenten NRP wäre die Änderung des Vermögenserwartungswertes für den Versicherer

$$\Delta E(V_A)=[NRP_g-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)=[M_i\cdot k_A)-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$$
$$=[180\cdot0{,}98-180]\cdot0{,}98=[176{,}40-180]\cdot0{,}98=-3{,}60\cdot0{,}98=\underline{-3{,}528\text{ €}}.$$

Durch die Verrechnung einer einheitlichen absoluten Ausgangsprämie (die hier über dem Schadenwartungswert des Risikos g liegt) sowie durch die überhöhte Berücksichtigung der Leistungswahrscheinlichkeit *verändert* sich also das Ausmaß der Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers gegenüber der Situation mit Verrechnung einer

[118] Hierbei sind dann auch die Fälle k=1 und k>1 umfasst.

leistungsäquivalenten NRP um 3,528+17,64=21,128 € von -3,528 € auf nunmehr +17,64 € *(kompensatorische Wirkung).*

Die Veränderung des Vermögenserwartungswertes des betreffenden *Versicherungsnehmers* durch die Versicherung des Risikos g beträgt

$\Delta E(V_g) = E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A == E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-M_{A/c}\cdot k_A = 180\cdot 0{,}98-200\cdot 0{,}99=176{,}40-198 =-\underline{21{,}60\ €}.$

Bei einer leistungsäquivalenten NRP wäre die Änderung des Vermögenserwartungswertes für den Versicherungsnehmer bekanntermaßen

$\Delta E(V_g) = E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A == E(X_g)\cdot(1-\rho_A)-M_g\cdot(1-\rho_A) =180\cdot 0{,}98-180\cdot 0{,}98=176{,}40-176{,}40=\underline{0\ €}.$

Die durch die einheitliche absolute Ausgangsprämie sowie die durch überhöhte Berücksichtigung der Leistungswahrscheinlichkeit verursachte Verringerung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers beträgt also 21,60 €. Davon können 17,64 € als *Umverteilung (ex ante) vom Versicherungsnehmer hin zum Versicherer* interpretiert werden kann, da ja diese Verringerung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers und die Erhöhung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers in derselben Höhe auf *dieselben zwei Ursachen* – eben die zwei Kalkulationsmängel - zurückzuführen sind. Die Differenz in Höhe von 21,60-17,64=3,96 € kann als Erwartungswert jener Prämie interpretiert werden, die der Versicherungsnehmer im Ruinfall durch eine *Umverteilung (ex ante) an die Konkursmasse* verliert: $E_g(NRP_{A;g;\rho})=-(M_{A/c}\cdot k_A)\cdot\rho_A=-(200\cdot 0{,}99.0{,}2)=-\underline{3{,}96\ €}$.

Entsprechend können dann die anderen in der obigen Abbildung dargestellten Kombinationen bzw. Fälle im Hinblick auf Umverteilungswirkungen analysiert werden.

3.3.3.2. Umverteilung: Konstellation L/a$_{R/r}$*w-1/1: ein Versicherer: einheitliche relativ-abweiche Ausgangs-NRP und abweichende Leistungswahrscheinlichkeit in der NRP

Auch bei einer einheitlich relativ-abweichenden Ausgangs-NRP eines Versicherer A mit $M_A=p_A\cdot E(X_i)$ und $p_A\neq 1$ und somit $M_{A;i}=E(X_i)$ sowie p_A=const. und einer unrichtig berücksichtigten Leistungswahrscheinlichkeit $k_A\neq(1-\rho_A)$ können die beiden Kalkulationsfehler einander verstärken (kumulative Wirkung) und aber mehr oder weniger (kompensatorische Wirkung) aufheben und zwar hier aber *für alle Risiken in gleicher Weis*e.

Folgende Fälle sind – wie schon oben hinsichtlich der Selektionseffekte - möglich (vgl. hierzu auch die nächste Abbildung):

	$k_A<1$	$k_A>1$
$p_A<1$	**Fall (I)**	**Fall (II)**
$p_A>1$	**Fall (III)**	**Fall (IV)**

Abb. 69: Konstellation L/$a_{R/r}$*w-1/1: Fälle von Kombinationen von p_A und k_A im Hinblick auf Umverteilungseffekte

Alle Fälle werden nun im Folgenden analysiert.

<u>**Fall (I):**</u> **$p_A<1$** und **$k_A<(1-\rho_A)$** mit nur einem Fall (vgl. die folgende Abbildung):

<u>**(Ia)**</u> **$p_A<1$ und $k_A<(1-\rho_A)$** und **somit $NRP_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ und $NRP_A<E(X_i)$**

Bsp.: $E(X_i)$=100,00 €; $(1-\rho_A)$=0,95;
p_A=0,90; k_A=0,93.

Somit $NRP_{A/p;i}=p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A$=0,90·100·0,93 = **83,70 €**.
Leistungsäquivalente NRP wäre hingegen $NRP_{A;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$=100·0,95= **95,00 €**.
Risikoäquivalente NRP wäre $NRP_i=E(X_i)$=**100,00 €**.

Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers:
$\Delta E(V_i)$ $=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A$=100·0,95-83,70=**+11,30 €**.
Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:
$\Delta E(V_A)$ $=[NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)=[p_A\cdot E(X_i)\ k_A-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$=[0,9·100·0,93-100]·0,95=**-15,485 €**.

Daher **Umverteilung** (ex ante) mit einem Betrag von 11,30 € vom Vermögenserwartungswert des Versicherers A zum Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers.

Kalkulationsfehler des Versicherers A		Ergebnis der Kalkulationsfehler			Änderungen der Vermögenserwartungswerte (+, -,=) und Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmer und Versicherer	
Ausgangsprämie $M=p\cdot E(X_i)$ mit $p\neq 1$ und verrechnete Leistungswahrscheinlichkeit $k_A\neq(1-\rho_A)$			Verhältnis der NRP_A zur leistungsäquivalenten NRP (logische Folge bzw. Annahmen)	Verhältnis der NRP_A zur risikoäquivalenten NRP (logische Folge bzw. Annahmen)	Vermögen Versicherungsnehmer (V_i) hinsichtlich Risiko X_i	Vermögen Versicherer A (V_A) hinsichtlich Risiko X_i
Fall (I) $\mathbf{p_A<1}$ und $\mathbf{k_A<(1-\rho_A)}$	**(Ia)**		somit $\mathbf{NRP_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$	somit $\mathbf{NRP_A<E(X_i)}$	$\mathbf{\Delta E(V_i)>0}$	$\mathbf{\Delta E(V_A)<0}$
					Umverteilung (ex ante) $E(V_i) \leftarrow E(V_A)$	

Abb. 70: Konstellation $L/a_{R/r}$*w-1/1: Kombinationen der zwei Kalkulationsfehler im Fall (I) mit Änderungen der Vermögenserwartungswerte von Versicherer und Versicherungsnehmer im Hinblick auf Umverteilungseffekte

<u>Fall (II)</u> $\mathbf{p_A<1}$ und $\mathbf{k_A>(1-\rho_A)}$ (vgl. auch die folgende Abbildung)

<u>(IIa)</u> $p_A<1$ und $k_A>(1-\rho_A)$ und $\mathbf{NRP_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$, somit $\mathbf{NRP_A<E(X_i)}$

Bsp.: $E(X_i)$= 100,00 €; $(1-\rho_A)$=0,95;
p_A=0,90; k_A=0,99.

Somit $NRP_{A/p;i} = p_A\cdot E(X_i)\ k_A = 0{,}90\cdot 100\cdot 0{,}99$ = **89,10 €**.
Leistungsäquivalente NRP wäre hingegen $NRP_{A;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=100\cdot 0{,}95$= **95,00 €**.
Risikoäquivalente NRP wäre $NRP_i=E(X_i)$=**100,00 €**.

Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers:
$\mathbf{\Delta E(V_i)}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A=100\cdot 0{,}95-89{,}70=$**+5,30 €**
Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:
$\mathbf{\Delta E(V_A)}=[NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)=[p_A\cdot E(X_i)\ k_A-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$
$=[0{,}9\cdot 100\cdot 0{,}99-100]\ 0{,}95=$**-10,355 €**.

Daher **Umverteilung** (ex ante) mit einem Betrag von **5,30 €** vom Vermögenserwartungswert des Versicherers A zum Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers.

<u>(IIb)</u> $p_A<1$ und $k_A>(1-\rho_A)$ und $\mathbf{NRP_A=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$, somit $\mathbf{NRP_A<E(X_i)}$

Die NRP des Versicherers A ist also hier trotz zweier Kalkulationsmängel rechnerisch betragsmäßig gleich der leistungsäquivalenten NRP, da die beiden Kalkulationsfehler einander aufheben.

Bsp.: $E(X_i)=100,00$ €; $(1-\rho_A)=0,95$;
$p_A=0,989583..$ $k_A=0,96$.

Somit $NRP_{A/p;i} = p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A = 0,989583.. \cdot 100 \cdot 0,96 =$ **95,00 €**.
Leistungsäquivalente NRP wäre ebenfalls $NRP_{A;i}=E(X_i) \cdot (1-\rho_A)=100 \cdot 0,95=$ **95,00 €**.
Risikoäquivalente NRP wäre $NRP_i=E(X_i)=$ **100,00 €**.

Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers:
$\mathbf{\Delta E(V_i)}=E(X_i) \cdot (1-\rho_A)-NRP_A=100 \cdot 0,95-95,00=$**0,00 €.**
Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:
$\mathbf{\Delta E(V_A)}=[NRP_i-E(X_i)] \cdot (1-\rho_A)=[p_A \cdot E(X_i)\ k_A-E(X_i)] \cdot (1-\rho_A)$
$=[0,989583.. \cdot 100 \cdot 0,96-100]\ 0,95=$**-4,75 €**.

Daher bei dieser ***leistungsäquivalenten NRP*** **keine Umverteilung** (ex ante) zwischen dem Vermögenserwartungswert des Versicherers A und dem Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers, da es keine Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers gibt, nur eine solche des Versicherers A.

(IIc) $p_A<1$ und $k_A>(1-\rho_A)$ und $\mathbf{NRP_A>E(X_i) \cdot (1-\rho_A)}$

(IIcα) $p_A<1$ und $k_A>(1-\rho_A)$ und $\mathbf{NRP_A>E(X_i) \cdot (1-\rho_A)}$**,** aber $\mathbf{NRP_A<E(X_i)}$

Bsp.: $E(X_i)= 100,00$ €; $(1-\rho_A)=0,95$; $k_A=0,99$;
$p_A=0,98$; $k_A=0,99$.

Somit $NRP_{A/p;i}=p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A=0,98 \cdot 100 \cdot 0,99 =$ **97,02 €**.
Leistungsäquivalente NRP wäre hingegen $NRP_{A;i}=E(X_i) \cdot (1-\rho_A)=100 \cdot 0,95=$ **95,00 €**.
Risikoäquivalente NRP wäre $NRP_i=E(X_i)=$ **100,00 €**.

Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers:
$\mathbf{\Delta E(V_i)}=E(X_i) \cdot (1-\rho_A)-NRP_A=100 \cdot 0,95-97,02=$**-2,02 €**.
Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:
$\mathbf{\Delta E(V_A)}=[NRP_i-E(X_i)] \cdot (1-\rho_A)=[p_A \cdot E(X_i)\ k_A-E(X_i)] \cdot (1-\rho_A)$
$=[0,98 \cdot 100 \cdot 0,99-100]\ 0,95=$**-2,831 €**.

Daher **keine Umverteilung** (ex ante) zwischen dem Vermögenserwartungswert des Versicherers A und dem Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers, da sich bei beiden eine negative Veränderung (Verringerung) des Vermögenserwartungswertes ergibt.

Wenn also die NRP über der leistungsäquivalenten NRP und zugleich unter der risikoäquivalenten NRP liegt, dann haben sowohl der Versicherungsnehmer wie auch der Versicherer eine negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes. Der Versicherungsnehmer zahlt mehr als den Leistungserwartungswert, der Versicherer bekommt aber weniger als den Erwartungswert der versicherten Schäden gezahlt.

(IIcβ) $p_A<1$ und $k_A>(1-\rho_A)$ und $\mathbf{NRP_A>E(X_i) \cdot (1-\rho_A)}$**,** und $\mathbf{NRP_A=E(X_i)}$

Es ergibt sich also hier aufgrund der beiden Kalkulationsfehler gerade die risikoäquivalente NRP.

Bsp.: $E(X_i)$= 100,00 €; $(1-\rho_A)$=0,95; k_A=0,99;
p_A=0,98; k_A=1,0204..

Somit $NRP_{A/p;i}=p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A = 0{,}98 \cdot 100 \cdot 1{,}0204..$ = **100,00 €**.
Leistungsäquivalente NRP wäre hingegen $NRP_{A;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=100\cdot 0{,}95$= **95,00 €**.
Risikoäquivalente NRP wäre $NRP_i=E(X_i)$= **100,00 €**.
Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers:
$\mathbf{\Delta E(V_i)}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A=100\cdot 0{,}95-100{,}00=$**-5,00 €**.

Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:
$\mathbf{\Delta E(V_A)}=[NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)=[p_A\cdot E(X_i)\ k_A-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$
$=[0{,}98\cdot 100\cdot 1{,}0204..-100]\ 0{,}95=$**0,00 €**.

Daher bei dieser ***risikoäquivalenten NRP*** **keine Umverteilung** zwischen dem Vermögenserwartungswert des Versicherers A und dem Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers, da es keine Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A gibt, nur eine solche des Versicherungsnehmers.

(IIcγ) $p_A<1$ und $k_A>(1-\rho_A)$ und $\mathbf{NRP_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$ und $\mathbf{NRP_A>E(X_i)}$

Bsp.: $E(X_i)$= 100,00 €; $(1-\rho_A)$=0,95;
p_A=0,98; k_A=1,05

Somit $NRP_{A/p;i}=p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A=0{,}98\cdot 100\cdot 1{,}05.$ = **102,90 €**.
Leistungsäquivalente NRP wäre hingegen $NRP_{A;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=100\cdot 0{,}95$= **95,00 €**.
Risikoäquivalente NRP wäre $NRP_i=E(X_i)$= **100,00 €**.

Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers:
$\mathbf{\Delta E(V_i)}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A=100\cdot 0{,}95-102{,}90=$**-7,90 €**.
Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:
$\mathbf{\Delta E(V_A)}=[NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)=[p_A\cdot E(X_i)\ k_A-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$
$=[0{,}98\cdot 100\cdot 1{,}05-100]\ 0{,}95=$**+2,755,00 €**.

Daher **Umverteilung** (ex ante) mit einem Betrag von 2,755 € vom Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers zum Vermögenserwartungswert des Versicherers A.

Die Möglichkeiten im Fall (II) sind in der folgenden Abbildung zusammengestellt.

<table>
<tr><th colspan="2">Kalkulationsfehler des Versicherers A</th><th colspan="3">Ergebnis der Kalkulationsfehler</th><th colspan="2">Änderungen der Vermögenserwartungswerte (+, -,=) und Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmer und Versicherer</th></tr>
<tr><td colspan="2">Ausgangsprämie $M=p\cdot E(X_i)$ mit $p\neq 1$ und verrechneter Leistungswahrscheinlichkeit $k_A\neq(1-\rho_A)$</td><td></td><td>Verhältnis der NRP_A zur leistungsäquivalenten NRP (logische Folge bzw. Annahmen)</td><td>Verhältnis der NRP_A zur risikoäquivalenten NRP (logische Folge bzw. Annahmen)</td><td>Vermögen Versicherungsnehmer (V_i) hinsichtlich Risiko X_i</td><td>Vermögen Versicherer A (V_A) hinsichtlich Risiko X_i</td></tr>
<tr><td rowspan="10">Fall (II)

$p_A<1$
und
$k_A>(1-\rho_A)$</td><td rowspan="2">(IIa)</td><td rowspan="2"></td><td rowspan="2">$NRP_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$</td><td rowspan="2">somit
$NRP_A<E(X_i)$</td><td>$\Delta E(V_i)>0$</td><td>$\Delta E(V_A)<0$</td></tr>
<tr><td colspan="2">Umverteilung (ex ante)
$E(V_i) \leftarrow E(V_A)$</td></tr>
<tr><td rowspan="2">(IIb)</td><td rowspan="2"></td><td rowspan="2">$NRP_A=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$</td><td rowspan="2">somit
$NRP_A<E(X_i)$</td><td>$\Delta E(V_i)=0$</td><td>$\Delta E(V_A)<0$</td></tr>
<tr><td colspan="2">keine Umverteilung (ex ante), da $\Delta E(V_i)=0$</td></tr>
<tr><td rowspan="6">(IIc)</td><td rowspan="2">(IIcα)</td><td rowspan="6">$NRP_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$</td><td rowspan="2">$NRP_A<E(X_i)$</td><td>$\Delta E(V_i)<0$</td><td>$\Delta E(V_A)<0$</td></tr>
<tr><td colspan="2">keine Umverteilung (ex ante), da $\Delta E(V_i)<0$ und $\Delta E(V_A)<0$</td></tr>
<tr><td rowspan="2">(IIcβ)</td><td rowspan="2">$NRP_A=E(X_i)$</td><td>$\Delta E(V_i)<0$</td><td>$\Delta E(V_A)=0$</td></tr>
<tr><td colspan="2">keine Umverteilung (ex ante), da $\Delta E(V_A)=0$</td></tr>
<tr><td rowspan="2">(IIcγ)</td><td rowspan="2">$NRP_A>E(X_i)$</td><td>$\Delta E(V_i)<0$</td><td>$\Delta E(V_A)>0$</td></tr>
<tr><td colspan="2">Umverteilung (ex ante)
$E(V_i) \rightarrow E(V_A)$</td></tr>
</table>

Abb. 71: Konstellation $L/a_{R/r}$*w-1/1: Kombinationen der zwei Kalkulationsfehler im Fall (II) mit Änderungen der Vermögenserwartungswerte von Versicherer und Versicherungsnehmer im Hinblick auf Umverteilungseffekte

<u>Fall (III):</u> $\mathbf{p_A>1}$ und $\mathbf{k_A<(1-\rho_A)}$ (vgl. auch die folgende Abbildung)

<u>(IIIa)</u> $p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$ und $\mathbf{NRP_A<E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$, somit $\mathbf{NRP_A<E(X_i)}$

Bsp.: $E(X_i)$=100,00 €; $(1-\rho_A)$=0,95; k_A=0,93; €.
p_A=1,02; k_A=0,93.

Somit $NRP_{A/p;i} = p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A$ =1,02·100·0,93 = **94,86 €**.
Leistungsäquivalente NRP wäre hingegen $NRP_{A;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$=100·0,95= **95,00 €**.
Risikoäquivalente NRP wäre $NRP_i=E(X_i)$= 100,00 €.

Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers:
$\mathbf{\Delta E(V_i)}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A$=100·0,95-94,86=95-94,86=**+0,14 €**
Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:
$\mathbf{\Delta E(V_A)}=[NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)=[p_A\cdot E(X_i)\ k_A-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$
=[1,02·100·0,93-100] 0,95=[94,86-100] 0,95=**-4,883 €**.

Daher **Umverteilung** (ex ante) mit einem Betrag von **0,14 €** vom Vermögenserwartungswert des Versicherers A zum Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers.

<u>(IIIb)</u> $p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$ und $\mathbf{NRP_A=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$, somit $\mathbf{NRP_A<E(X_i)}$

Die NRP des Versicherers A ist also hier trotz zweier Kalkulationsmängel rechnerisch betragsmäßig gleich der leistungsäquivalenten NRP, da die beiden Kalkulationsfehler einander aufheben.

Bsp.: $E(X_i)$=100,00 €; $(1-\rho_A)$=0,95;
p_A=1,021505376..; k_A=0,93.

Somit $NRP_{A/p;i}=p_A\ E(X_i)\ k_A$=1,021505376..·100·0,93= **95,00 €**.
Leistungsäquivalente NRP ist ebenfalls $NRP_{A;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$=100·0,95= **95,00 €**.
Risikoäquivlante NRP wäre $NRP_i=E(X_i)$= **100,00 €**.

Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers:
$\mathbf{\Delta E(V_i)}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A$=100·0,95-95=95-95=**0,00 €**
Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:
$\mathbf{\Delta E(V_A)}=[NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)=[p_A\cdot E(X_i)\ k_A-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$
=[1,021505376..·100·0,93-100] 0,95=[94,86-100] 0,95=**-4,75 €**.

Daher bei dieser ***leistungsäquivalenten NRP*** **keine Umverteilung** zwischen dem Vermögenserwartungswert des Versicherers A und dem Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers, da es keine Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers gibt, nur eine solche des Versicherers A.

(IIIc) $p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$ und $\mathbf{NRP_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$

(IIIcα) $p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$ und $NRP_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ und $\mathbf{NRP_A<E(X_i)}$

Bsp.: $E(X_i)$= 100,00 €, $(1-\rho_A)$=0,95; k_A=0,90;.
p_A=1,10; k_A=0,90.

Somit $NRP_{A/p;i} = p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A = 1{,}10\cdot 100\cdot 0{,}90$ = **99,00 €**.
Leistungsäquivalente NRP wäre hingegen $NRP_{A;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=100\cdot 0{,}95$= **95,00 €**.
Risikoäquivalente NRP wäre $NRP_i=E(X_i)$= **100,00 €**.

Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers:
$\mathbf{\Delta E(V_i)}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A=100\cdot 0{,}95-99=95-99=$**-4,00 €**
Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:
$\mathbf{\Delta E(V_A)}=[NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)=[p_A\cdot E(X_i)\ k_A-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$
$=[1{,}10\cdot 100\cdot 0{,}90-100]\ 0{,}95=[99-100]\ 0{,}95=$**-0,95 €**.

Daher **keine Umverteilung** zwischen dem Vermögenserwartungswert des Versicherers A und dem Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers, da sich bei beiden eine negative Veränderung (Verringerung) des Vermögenserwartungswertes ergibt.

(IIIcβ) $p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$ und $NRP_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ und $\mathbf{NRP_A=E(X_i)}$

Es ergibt sich also hier aufgrund der beiden Kalkulationsfehler gerade die risikoäquivalente NRP.

Bsp.: $E(X_i)$= 100,00 €; $(1-\rho_A)$=0,95;
p_A=1,075268817204301..; k_A=0,93.

Somit $NRP_{A/p;i}=p_A\cdot E(X_i)\ k_A=1{,}075268817204301..\cdot 100\cdot 0{,}93$ = **100,00 €**.
Leistungsäquivalente NRP wäre hingegen $NRP_{A;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=100\cdot 0{,}95$= **95,00 €**.
Risikoäquivalente NRP wäre $NRP_i=E(X_i)$= **100,00 €**.

Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers:
$\mathbf{\Delta E(V_i)}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A=100\cdot 0{,}95-100=95-100=$**-5,00 €**
Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:
$\mathbf{\Delta E(V_A)}=[NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)=[p_A\cdot E(X_i)\ k_A-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$
$=[1{,}075268817204301..\cdot 100\cdot 0{,}93-100]\ 0{,}95=[100-100]\ 0{,}95=$**0,00 €**.

Daher bei dieser *risikoäquivalenten NRP* **keine Umverteilung** zwischen dem Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers und dem Vermögenserwartungswert des Versicherers A, da es keine Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A gibt, nur eine solche des Versicherungsnehmers.

(IIIcγ) $p_A>1$ und $k_A<(1-\rho_A)$ und $NRP_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ und $\mathbf{NRP_A>E(X_i)}$

Bsp.: $E(X_i)$= 100,00; $(1-\rho_A)$=0,95; k_A=0,93; €.
p_A=1,20; k_A=0,93.

Somit $NRP_{A/p;i} = p_A \cdot E(X_i) \cdot k_A = 1{,}20 \cdot 100 \cdot 0{,}93 =$ **111,60 €**.
Leistungsäquivalente NRP wäre hingegen $NRP_{A;i} = E(X_i) \cdot (1-\rho_A) = 100 \cdot 0{,}95 =$ **95,00 €**.
Risikoäquivalente NRP wäre $NRP_i = E(X_i) =$ **100,00 €**.

Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers:
$\mathbf{\Delta E(V_i)} = E(X_i) \cdot (1-\rho_A) - NRP_A = 100 \cdot 0{,}95 - 111{,}60 = 95 - 111{,}60 =$ **-16,60 €**
Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:
$\mathbf{\Delta E(V_A)} = [NRP_i - E(X_i)] \cdot (1-\rho_A) = [p_A \cdot E(X_i)\ k_A - E(X_i)] \cdot (1-\rho_A)$
$= [1{,}20 \cdot 100 \cdot 0{,}93 - 100] \cdot 0{,}95 = [111{,}60 - 100]\ 0{,}95 =$ **+11,02 €**.

Daher Umverteilung mit einem Betrag von **11,02 €** vom Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers zum Vermögenserwartungswert des Versicherers A.

Die Möglichkeiten im Fall (III) sind in der folgenden Abbildung zusammengestellt.

Kalkulationsfehler des Versicherers A			**Ergebnis der Kalkulationsfehler**		**Änderungen der Vermögenserwartungswerte (+, -,=) und Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmer und Versicherer**	
Ausgangsprämie $M = p \cdot E(X_i)$ mit $p \neq 1$ und verrechneter Leistungswahrscheinlichkeit $k_A \neq (1-\rho_A)$			Verhältnis der NRP_A zur leistungsäquivalenten NRP (logische Folge bzw. Annahmen)	Verhältnis der NRP_A zur risikoäquivalenten NRP (logische Folge bzw. Annahmen)	Vermögen Versicherungsnehmer (V_i) hinsichtlich Risiko X_i	Vermögen Versicherer A (V_A) hinsichtlich Risiko X_i
Fall (III) $\mathbf{p_A > 1}$ und $\mathbf{k_A < (1-\rho_A)}$	**(IIIa)**		$\mathbf{NRP_A < E(X_i) \cdot (1-\rho_A)}$	somit $\mathbf{NRP_A < E(X_i)}$	$\mathbf{\Delta E(V_i) > 0}$	$\mathbf{\Delta E(V_A) < 0}$
					Umverteilung (ex ante) $E(V_i) \leftarrow E(V_A)$	
	(IIIb)		$\mathbf{NRP_A = E(X_i) \cdot (1-\rho_A)}$	somit $\mathbf{NRP_A < E(X_i)}$	$\mathbf{\Delta E(V_i) = 0}$	$\mathbf{\Delta E(V_A) < 0}$
					keine Umverteilung (ex ante), da $\Delta E(V_i) = 0$	
	(IIIc)	**(IIIcα)**	$\mathbf{NRP_A > E(X_i) \cdot (1-\rho_A)}$	$\mathbf{NRP_A < E(X_i)}$	$\mathbf{\Delta E(V_i) < 0}$	$\mathbf{\Delta E(V_A) < 0}$
					keine Umverteilung (ex ante), da $\Delta E(V_i) < 0$ und $\Delta E(V_A) < 0$	
		(IIIcβ)		$\mathbf{NRP_A = E(X_i)}$	$\mathbf{\Delta E(V_i) < 0}$	$\mathbf{\Delta E(V_A) = 0}$
					keine Umverteilung (ex ante), da $\Delta E(V_A) = 0$	
		(IIIcγ)		$\mathbf{NRP_A > E(X_i)}$	$\mathbf{\Delta E(V_i) < 0}$	$\mathbf{\Delta E(V_A) > 0}$
					Umverteilung (ex ante) $E(V_i) \rightarrow E(V_A)$	

Abb. 72: Abb. 73: Konstellation $L/a_{R/r}$*w-1/1: Kombinationen der zwei Kalkulationsfehler im Fall (III) mit Änderungen der Vermögenserwartungswerte von Versicherer und Versicherungsnehmer im Hinblick auf Umverteilungseffekte

<u>Fall IV:</u> $\mathbf{p_A>1}$ und $\mathbf{k_A>(1-\rho_A)}$

<u>(IVa)</u> $p_A>1$ und $k_A>(1-\rho_A)$, somit $\mathbf{NRP_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)}$

<u>(IVaα)</u> $p_A>1$ und $k_A>(1-\rho_A)$, somit $NRP_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$, aber $\mathbf{NRP_A<E(X_i)}$

Bsp.: $E(X_i)$= 100,00 €; $(1-\rho_A)$=0,95;
p_A=1,01; k_A=0,96.

Somit $NRP_{A/p;i}=p_A\cdot E(X_i)\cdot k_A$ =1,01·100·0,96 = **96,96 €**
Leistungsäquivalente NRP wäre hingegen $NRP_{A;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$=100·0,95= **95,00 €**.
Risikoäquivalente NRP wäre $NRP_i=E(X_i)$= **100,00 €**.

Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers:
$\mathbf{\Delta E(V_i)}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A$=100·0,95-96,96=95-96,96=**-19,60 €**.
Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:
$\mathbf{\Delta E(V_A)}=[NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)=[p_A\cdot E(X_i)\ k_A-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$
=[1,01·100·0,96-100] 0,95=[96,96-100]·0,95=**-2,888 €**.

Daher **keine Umverteilung** zwischen dem Vermögenserwartungswert des Versicherers A und dem Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers, da sich bei beiden eine negative Veränderung (Verringerung) des Vermögenserwartungswertes ergibt.

<u>(IVaβ)</u> $p_A>1$ und $k_A>(1-\rho_A)$, somit $NRP_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$, und $\mathbf{NRP_A=E(X_i)}$

Bsp.: $E(X_i)$= 100,00 €; $(1-\rho_A)$=0,95;
p_A=1,041666666..; k_A=0,96.

Somit $NRP_{A/p;i} = p_A\cdot\ E(X_i)\cdot k_A$ =1,041666666..·100·0,96 = **100,00 €**.
Leistungsäquivalente NRP wäre hingegen $NRP_{A;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$=100·0,95= 95,00 €.
Risikoäquivlante NRP wäre $NRP_i=E(X_i)$= 100,00 €.

Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers:
$\mathbf{\Delta E(V_i)}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A$=100·0,95-100=95-100=**-5,00 €**
Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:
$\mathbf{\Delta E(V_A)}=[NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)=[p_A\cdot E(X_i)\ k_A-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$
=[1,041666666..·100·0,96-100] 0,95=[100-100] 0,95=**0,00 €**.

Daher bei dieser *risikoäquivalenten NRP* **keine Umverteilung** zwischen dem Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers und dem Vermögenserwartungswert des Versicherers A, da es keine Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A gibt, nur eine solche des Versicherungsnehmers.

<u>(IVaγ)</u> $p_A>1$ und $k_A>(1-\rho_A)$, somit $NRP_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$, und $\mathbf{NRP_A>E(X_i)}$

Bsp.: $E(X_i)$= 100,00 €; $(1-\rho_A)$=0,95;
p_A=1,20; k_A=0,96.

Somit $NRP_{A/p;i} = p_A\cdot E(X_i)\cdot\ k_A$ =1,20·100·0,96 = **115,20 €**

Leistungsäquivalente NRP wäre hingegen $NRP_{A;i}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)=100\cdot 0{,}95=$ **95,00 €**.
Risikoäquivlante NRP wäre $NRP_i=E(X_i)=$ **100,00 €**.

Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers:
$\mathbf{\Delta E(V_i)}=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)-NRP_A=100\cdot 0{,}95-115{,}20=95-115{,}20=$**-20,20 €**
Daher Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A:
$\mathbf{\Delta E(V_A)}=[NRP_i-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)=[p_A\cdot E(X_i)\ k_A-E(X_i)]\cdot(1-\rho_A)$
$=[1{,}20\cdot 100\cdot 0{,}96-100]\ 0{,}95=[115{,}20-100]\ 0{,}95=$**+14,44 €**.
Daher Umverteilung mit einem Betrag von **14,44 €** vom Vermögenserwartungswert des Versicherungsnehmers zum Vermögenserwartungswert des Versicherers A.

Die Möglichkeiten im Fall (IV) sind in der folgenden Übersicht zusammengestellt.

<table>
<tr><th colspan="2">Kalkulationsfehler des Versicherers A</th><th colspan="3">Ergebnis der Kalkulationsfehler</th><th colspan="2">Änderungen der Vermögenserwartungswerte (+,-,=) und Umverteilungen (ex ante) zwischen Versicherungsnehmer und Versicherer</th></tr>
<tr><td colspan="2">Ausgangsprämie $M=p\cdot E(X_i)$ mit $p\neq 1$ und verrechneter Leistungswahrscheinlichkeit $k_A\neq(1-\rho_A)$</td><td></td><td>Verhältnis der NRP_A zur leistungsäquivalenten NRP (logische Folge bzw. Annahmen)</td><td>Verhältnis der NRP_A zur risikoäquivalenten NRP (logische Folge bzw. Annahmen)</td><td>Vermögen Versicherungsnehmer (V_i) hinsichtlich Risiko X_i</td><td>Vermögen Versicherer A (V_A) hinsichtlich Risiko X_i</td></tr>
<tr><td rowspan="6">Fall (IV)

$p_A>1$
und
$k_A>(1-\rho_A)$</td><td rowspan="6">(IVa)</td><td rowspan="2">(IVaα)</td><td rowspan="6">somit
$NRP_A>E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$</td><td rowspan="2">$NRP_A<E(X_i)$</td><td>$\Delta E(V_i)<0$</td><td>$\Delta E(V_A)<0$</td></tr>
<tr><td colspan="2">keine Umverteilung (ex ante), da $\Delta E(V_i)<0$ und $\Delta E(V_A)<0$</td></tr>
<tr><td rowspan="2">(IVaβ)</td><td rowspan="2">$NRP_A=E(X_i)$</td><td>$\Delta E(V_i)<0$</td><td>$\Delta E(V_A)=0$</td></tr>
<tr><td colspan="2">keine Umverteilung (ex ante), da $\Delta E(V_A)=0$</td></tr>
<tr><td rowspan="2">(IVaγ)</td><td rowspan="2">$NRP_A>E(X_i)$</td><td>$\Delta E(V_i)<0$</td><td>$\Delta E(V_A)>0$</td></tr>
<tr><td colspan="2">Umverteilung (ex ante)
$E(V_i) \rightarrow E(V_A$</td></tr>
</table>

Abb. 74: Konstellation $L/a_{R/r}$*w-1/1: Kombinationen der zwei Kalkulationsfehler im Fall (IV) mit Änderungen der Vermögenserwartungswerte von Versicherer und Versicherungsnehmer im Hinblick auf Umverteilungseffekte

Da - wie oben ausgeführt – die in den verschiedenen Unterfällen festgestellten Richtungen (Erhöhung bzw. Verringerung bzw. Gleichbleiben) bei den Änderungen der Vermögenserwartungswerte von Versicherungsnehmer und Versicherer A in der Konstellation $L/a_{R/r}$*w-1/1 grundsätzlich analog hinsichtlich jeweils *aller* versicherter Risiken eines bestimmten Unterfalls gelten, können die in den jeweils punktuellen Rechenbeispielen ausgemachten Umverteilungen nun für die jeweiligen Unterfälle *verallgemeinert* dargestellt bzw. zusammengestellt werden. Vgl. dazu die folgende Abbildung. In dieser ist das Verhältnis der Nettorisikoprämie NRP_A des Versicherer A zur leistungsäquivalenten NRP und zur risikoäquivalenten NRP im Gegensatz zur obigen Abbildung nun nicht in mathematischen Ausdrücken, sondern graphisch dargestellt.

Nochmals sei festgehalten, dass dieses Verhältnis ja maßgeblich ist für die Änderungen des Vergmögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers bzw. für die Änderungen des Vermögenserwartungswertes des Versicherers und in weiterer Folge für die Feststellung von Umverteilungen (ex ante).

Folgende fünf Fälle sind auch in der Konstellation $L/a_{R/r}$*w-1/1 allgemein möglich und hier dann aber jeweils für *alle* Risiken X_i gültig:

(a) Die $NRP_A=M_{A/p;i}\cdot k_A$ ist

- kleiner als die leistungsäquivalente $NRP_i=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ und somit auch
- kleiner als die risikoäquivalente $NRP_i=E(X_i)$;

daher
- Erhöhung des Vermögenserwartungswertes der Versicherungsnehmer und
- Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A;

daher
Umverteilung (ex ante)
- vom Vermögenserwartungswert des Versicherers A
- zum Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer.

(b) Die $NRP_A=M_{A/p;i}\cdot k_A$ ist

- gleich der leistungsäquivalenten $NRP_i=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ und
- kleiner als die risikoäquivalente $NRP_i=E(X_i)$;

daher
- keine Veränderung des Vermögenserwartungswertes der Versicherungsnehmer und
- Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A;

daher
keine Umverteilung (ex ante) zwischen dem Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer und dem Vermögenserwartungswert des Versicherers A.

(c) Die $NRP_A=M_{A/p;i}\cdot k_A$ ist

- größer als die leistungsäquivalente $NRP_i=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$, aber
- kleiner als die risikoäquivalente $NRP_i=E(X_i)$;

daher
- Verminderung des Vermögenserwartungswertes der Versicherungsnehmer und auch
- Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A;

daher
keine Umverteilung (ex ante) zwischen dem Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer und dem Vermögenserwartungswert des Versicherers A.

(d) Die $NRP_A=M_{A/p;i}\cdot k_A$ ist

- größer als die leistungsäquivalente $NRP_i=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ und
- gleich der risikoäquivalenten $NRP_i=E(X_i)$;

daher
- Verminderung des Vermögenserwartungswertes der Versicherungsnehmer und
- keine Veränderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A;

daher
keine Umverteilung (ex ante) zwischen dem Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer und dem Vermögenserwartungswert des Versicherers A.

(e) Die $NRP_A=M_{A/p;i}\cdot k_A$ ist

- größer als die leistungsäquivalente $NRP_i=E(X_i)\cdot(1-\rho_A)$ und
- größer als die risikoäquivalente $NRP_i=E(X_i)$;

daher
- Verminderung des Vermögenserwartungswertes der Versicherungsnehmer und
- Erhöhung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A;

daher
Umverteilung (ex ante)
- vom Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer
- zum Vermögenserwartungswert des Versicherers A.

Es ist dazu allgemein im Hinblick auf den im Rahmen dieser Arbeit definierten Begriff der Umverteilung nochmals festzuhalten:

- Es liegt nur dann Umverteilung vor, wenn bei einem Vertragspartner (Versicherungsnehmer bzw. Versicherer) eine negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes gegeben ist und beim anderen eine positive Veränderung des Vermögenserwartungswertes in derselben Höhe aufgrund derselben Ursache oder denselben Ursachen (Ursachenkomplex).

- Der Betrag der Umverteilung zwischen den beiden Vertragspartnern ist daher dann gleich dem jeweils niedrigeren Betrag der Änderung des Vermögenserwartungswertes aus den beiden Änderungen der Vermögenserwartungswerte der beiden Vertragspartner.

- Es liegt daher keine Umverteilung vor, wenn nur bei einem Vertragspartner eine Veränderung des Vermögenserwartungswertes gegeben ist, nicht aber beim anderen Vertragspartner.

- Es liegt daher keine Umverteilung vor, wenn beide Vertragspartner eine negative Veränderung des Vermögenserwartungswertes haben.

Kalkulationsfehler des Versicherers A		**Ergebnis der Kalkulationsfehler**		**Umverteilung (ex ante)**	
Ausgangs-prämie $M_i =$ $p_A \cdot E(X_i)$ mit $p_A \neq 1$	**verrech-nete . $k_A \neq (1-\rho_A)$**		Veranschaulichung des Verhältnisses der NRP_A zur leistungsäquivalenten $NRP = E(X_i) \cdot (1-\rho_A)$ bzw. zur risikoäquivalenten NRP $NRP = E(X_i)$ (logische Folge bzw. Annahmen) $NRP = E(X_i) \cdot (1-\rho_A)$ $NRP = E(X_i)$	Vermögenser-wartungswert des Versiche-rungsnehmers $E(V_i)$	Vermögens-erwartungs-wert des Versi-cherers A $E(V_A)$
Fallgruppe (I) und (II) **$p_A < 1$**	**Fall (I) $k_A < (1-\rho_A)$**	**(Ia)**		Umverteilung $E(V_i) \leftarrow E(V_A)$	
	Fall (II) $k_A > (1-\rho_A)$	**(IIa)**		Umverteilung $E(V_i) \leftarrow E(V_A)$	
		(IIb)		keine Umverteilung, da $\Delta E(V_i)=0$	
		(IIcα)		keine Umverteilung, da $\Delta E(V_i)<0$ und $\Delta E(V_A)<0$	
		(IIcβ)		keine Umverteilung, da $\Delta E(V_A)=0$	
		(IIcγ)		Umverteilung $E(V_i) \rightarrow E(V_A)$	
Fallgruppe (III) und (IV) **$p_A > 1$**	**Fall (III) $k_A < (1-\rho_A)$**	**(IIIa)**		Umverteilung $E(V_i) \leftarrow E(V_A)$	
		(IIIb):		keine Umverteilung, da $\Delta E(V_i)=0$	
		(IIIcα)		keine Umverteilung, da $\Delta E(V_i)<0$ und $\Delta E(V_A)<0$	
		(IIIcβ)		keine Umverteilung, da $\Delta E(V_A)=0$	
		(IIIcγ)		Umverteilung $E(V_i) \rightarrow E(V_A)$	
	Fall (IV) $k_A > (1-\rho_A)$	**(IVaα)**		keine Umverteilung, da $\Delta E(V_i)<0$ und $\Delta E(V_A)<0$	
		(IVaβ)		keine Umverteilung, da $\Delta E(V_A)=0$	
		(IVaγ)		Umverteilung $E(V_i) \rightarrow E(V_A)$	

Abb. 75: Konstellation L/$a_{R/r}$*w-1/1: Graphische Veranschaulichung der Bedingungen für Umverteilungseffekte im Sinne des Verhältnisses der NRP_A zur leistungsäquivalenten NRP und zur risikoäquivalenten NRP.

Aus der obigen Abbildung lässt sich erkennen,

- dass die Unterfälle (Ia), (IIa) und (IIa) zur *Umverteilung (ex ante) vom Erwartungswert des Versicherers A zum Erwartungswert der Versicherungsnehmer führen* (NRP_A unter der leistungsäquivalenten NRP und damit auch unter der risikoäquivalenten NRP);

- dass die Unterfälle (IIb) und (IIIb) *nicht zu einer Umverteilung (ex ante)* führen (die beiden Kalkulationsfehler heben einander auf und die NRP_A entspricht der leistungsäquivalenten NRP; damit keine Änderung des Vermögenserwartungswertes der Versicherungsnehmer, nur eine solche des Versicherers A);

- dass die Unterfälle (IIcα), (IIIcα) und (IVaα) *nicht zu einer Umverteilung (ex ante)* führen (NRP_A über der leistungsäquivalenten NRP und zugleich unter der risikoäquivalenten NRP; Versicherungsnehmer und Versicherers A haben beide eine Verringerung des Vermögenserwartungswertes);

- dass die Unterfälle (IIcβ), (IIIcβ) und (IVaβ) *nicht zu einer Umverteilung (ex ante)* führen (NRP_A entspricht der risikoäquivalenten NRP; damit keine Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers A, nur eine solche des Versicherungsnehmers);

- dass die Unterfälle (IIcγ), (IIIcγ) und (IVaγ) zur *Umverteilung (ex ante) vom Vermögenserwartungswert der Versicherungsnehmer zum Vermögenserwartungswert des Versicherers A* führen (NRP_A über der leistungsäquivalenten NRP und auch über der risikoäquivalenten NRP).

4. Zusammenfassung

In der vorliegenden Arbeit wurden - auch unter Heranziehung vorangegangener Studien des Verfassers - sowohl die betrachteten Ursachenzusammenhänge/-konstellationen wie auch die berücksichtigten Wirkungszusammenhänge sowohl im Hinblick auf Selektionsprozesse wie auch im Hinblick auf Umverteilungsprozesse gegenüber herkömmlichen Darstellungen ausgeweitet bzw. differenziert.

Das betrifft unter anderem

- die *Referenzgrößen*: zur herkömmlicherweise herangezogenen Referenzgröße der Risikoäquivalenz tritt das umfassendere Konzept der *Leistungsäquivalenz*;

- die *Kalkulationsmängel* bei der Be- und Verrechnung von NRPn: zur herkömmlicherweise betrachteten absoluten Durchschnitts-NRP (diese wurde hier bereits erweitert zur „einheitlichen absoluten NRP“) tritt die *einheitlich relativ-abweichende NRP*; in Bezug auf die Leistungsäquivalenz tritt dann noch die in der NRP *abweichende verrechnete Leistungswahrscheinlichkeit* als Kalkulationsmangel hinzu;

- die *Anzahl der Versiche*rer, bei denen Kalkulationsmängel auftreten: neben einem herkömmlicherweise nur bei einem Versicherer (unilateral) berücksichtigen Kalkulationsmangel treten Analysen, wo auch bei zwei (*bilateral*), drei (*trilateral*) und mehr Versicherern (*multilateral*) Kalkulationsmängel auftreten;

- die *Differenzierung der Effekte*: zur herkömmlicherweise nur erfassten Antiselektion treten *Proselektion* und *Neutrale Selektion*, jeweils *total und partiell;* zudem wird die Richtung (*Direktionalität*) von Prozessen analysiert (*unidirektional, bidirektional, multidirektional; adirektional*);

- die *Anzahl von betrachteten Perioden*: in einigen Analysen wird nicht nur wie herkömmlicherweise eine Periode betrachtet, sondern es werden periodenübergreifend Prozesse in *aufeinanderfolgende* Perioden betrachtet.

Im Zuge der Analysen wurden– je nach Gruppen von Konstellationen - *besondere formale methodische Vorgehens- bzw. Darstellungsweisen* entwickelt.

5. Wissenschaftstheoretische Bestimmung

Bei den Darstellungen in der vorliegenden Arbeit handelt es sich um rational-logische Ableitungen aus getroffenen Annahmen (erkenntnistheoretischer und methodologischer Aspekt: durch logisches Denken - rational - gewonnener Erkenntniszuwachs), wodurch logisch-ideale Strukturen gewonnen bzw. ins Bewusstsein gehoben werden (ontologischer Aspekt: Objekt ist ideales Sein).

Es handelt sich daher um eine Forschungsarbeit auf Basis und im Rahmen der *rationalistisch-idealistischen Konzeption der betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft*.[119]

---

[119] Vgl. hierzu Eszler, Erwin: Betriebswirtschaftliche Versicherungsforschung auf erkenntnistheoretisch-ontologischer Basis / Rationalistisch-idealistische Konzeption, empiristisch-realistische Konzeption, konstruktivistisch-instrumentalistische Konzeption, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 46. Jg., 1995, Heft 22, S. 639-644; Eszler, Erwin: Ausgewählte objektstrukturierende Konzeptionen der Versicherungsbetriebslehre aus erkenntnistheoretisch-ontologischer Perspektive, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 47. Jg., 1996, Heft 23, S. 669-673; Eszler, Erwin: Zu einer allgemeinen Theorie der Versicherungsproduktion, in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft, 86. Jg., 1997, Heft 1/2, S. 1-36; Eszler, Erwin: Versicherbarkeit und ihre Grenzen / Analyse und Systematisierung auf erkenntnistheoretisch-ontologischer Basis, Band 21 der Reihe der Hamburger Gesellschaft zur Förderung des Versicherungswesens, Karlsruhe 1999, im Internet auch unter http://www.hgfv.de/hgfv/publikationen0.htm ; Eszler, Erwin: Versicherbarkeit und ihre Grenzen: Logik - Realität – Konstruktion, in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft, 89. Jg., 2000, Heft 2/3, S. 285-300; Eszler, Erwin: Betriebswirtschaftliche Versicherungswissenschaft (BwVersWiss) / Konzeptionen für Forschung, Lehre und Organisation an Universitäten, Nr. 1 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), in: Arbeitspapiere zum Tätigkeitsfeld Risikomanagement und Versicherung, Nr. 16, Hrsg. Michael Theil, elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im März 2007, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/792/ ; Eszler, Erwin: Betriebswirtschaftliche Versicherungswissenschaft (BwVersWiss) / Konzeptionen für Forschung, Lehre und Organisation an Universitäten, Nr. 1 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), in: Arbeitspapiere zum Tätigkeitsfeld Risikomanagement und Versicherung, Nr. 16, Hrsg. Michael Theil, elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im März 2007, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/792/ , nochmalige Veröffentlichung bei WiWi-Online AG (Hamburg), http://www.wiwi-online.de/start.php?a_title=531&ar=348 ; Eszler, Erwin: Von der „Versicherungsbetriebslehre“ zur „Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft“ / Teil 1: Konzeption einer akademischen Disziplin, in: Zeitschrift für Versicherungswesen (ZfV), 58. Jg., 2007, Heft 15-16, S. 522-526; Eszler, Erwin: Von der „Versicherungsbetriebslehre“ zur „Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft“ / Teil 2: Konzeption einer Wissenschaftssystematik, in: Zeitschrift für Versicherungswesen (ZfV), 58. Jg., Heft 17, S. 560-562; Eszler, Erwin: Betriebswirtschaftliche Sicherungswissenschaft (BwSichWiss) / Konzeptionen für Forschung, Lehre und Organisation an Universitäten, Nr. 1 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Sicherungswissenschaft" (WrBtrgBwSichWiss), in: Arbeitspapiere zum Tätigkeitsfeld Risikomanagement und Versicherung, Nr. 18, Hrsg. Michael Theil, elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2008, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/1480/ ; Eszler, Erwin: Betriebswirtschaftliche Sicherungswissenschaft (BwSichWiss) / Konzeptionen für Forschung, Lehre und Organisation an Universitäten; Nr. 1 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Sicherungswissenschaft" (WrBtrgBwSichWiss). Arbeitspapiere zum Tätigkeitsfeld Risikomanagement und Versicherung, Nr. 18, Hrsg. Michael Theil, elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2008, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/1480/ , nochmalige Veröffentlichung bei WiWi-Online AG (Hamburg), http://www.wiwi-online.de/start.php?a_title=531&ar=384 ; Eszler, Erwin: Von betriebswirtschaftlicher „Risikomanagement“-Lehre zur „Betriebswirtschaftlichen Sicherungswissenschaft“, in: Zeitschrift für Versicherungswesen (ZfV), 60. Jg., 2009, Heft 3, S. 85-88; Eszler, Erwin: Logik der reinen Versicherung, Nr. 4 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/4301/ .

6. Relativierungen, Einschränkungen, Erweiterungen

Manche aus den gemachten Annahmen logisch abgeleitete Ergebnisse mögen aus Sicht der Versicherungspraxis fragwürdig oder sogar absurd erscheinen:

So etwa, wenn logisch in einem Modell abgeleitet wird, dass totale „Proselektion“ bei einem Versicherer auftritt in dem Sinne, dass „schlechte“ Risiken abwandern bzw. fernbleiben bzw. ausbleiben, der Versicherer dann aber ohne Risiken dasteht.

Hierzu ist zu sagen, dass etwa Selektionsprozesse in der Realität nicht sofort und auch nicht so vollständig auftreten wie im Modell:

Denn der reale Versicherungsmarkt ist weit davon entfernt, den Bedingungen des sogenannten „vollkommenen Marktes“ – vollkommenes Gegebensein von Produkthomogenität, Transparenz, unendlicher Reaktionsgeschwindigkeit, Rationalität der Marktteilnehmer etc. – zu entsprechen.[120]

Verschiedenartigkeit von Produkten (Deckungsumfänge, Zusatz-/Assistance-Leistungen etc.), Intransparenzen, lange Vertragsbindungsdauern, Präferenzen bezüglich Versicherern oder/und Versicherungsvermittlern, irrationales und habituelles Verhalten von Kunden etc. führen dazu, dass etwa Selektionsprozesse nur in gegenüber den Modellen mehr oder weniger stark eingeschränkter Weise erfolgen.

Dennoch erscheint es sinnvoll und zweckmäßig, dass auch etwa in der Versicherungspraxis Tätige über Bedingungen und Formen möglicher Selektionsphänomene Bescheid wissen, und daher wurden diese in der vorliegenden Arbeit ausführlich analysiert.

Ein weiterer Bereich für mögliche Skepsis und Kritik könnte das Konzept der „leistungsäquivalenten Nettorisikoprämie“ sein, die ja logischerweise zu einer negativen Veränderung (d. h. Verminderung) des Vermögenserwartungswertes des Versicherers führt.

Grund für die Entwicklung dieses Konzeptes war aber das langjährige Bemühen des Verfassers um Konzepte umverteilungsfreier Versicherung im Zuge der Trennung von Versicherung einerseits und individualversicherungswidriger Umverteilung andererseits.[121]

---

[120] Vgl. hierzu auch etwa Karten, Walter: Das Einzelrisiko und seine Kalkulation, in: Große, W. / Müller-Lutz, H. L. / Schmidt, R. (Hrsg.): Versicherungsenzyklopädie, 4. Auflage, Band 2, Wiesbaden 1991, S. 266.

[121] Vgl. Eszler, Erwin: Risikoausgleich und Versicherung: Analyse und Systematisierung divergenter Auffassungen, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 45. Jg., 1994, Heft 6, S. 152-156; Eszler, Erwin: Umverteilungseffekte in der Individualversicherung, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 45. Jg., 1994, Heft 17, S. 414-419; Eszler, Erwin: Der umverteilungsfreie Versicherungsbegriff, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 45. Jg., 1994, Heft 20, S. 518-521; Eszler, Erwin: Stellungnahme zum Beitrag "Solidarität - Mär und Wirklichkeit?" von Dr. Christian Richner speziell zur Krankenversicherung (VR 6/1999, S. 114-116), in: Die Versicherungsrundschau / Zeitschrift der österreichischen Gesellschaft für Versicherungsfachwissen, 55. Jg., 2000, Nr. 4, S. 56-59; Eszler, Erwin: Stellungnahme zum Beitrag "Der Versicherer und das Postulat der Gerechtigkeit" von Prof. Dr. Harald Brachmann (ZfV, Jg. 58, 2007, Heft 4, S. 118-119), in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 58. Jg., 2007, Heft 9, S. 286-287; Eszler, Erwin: Ändert Versicherung die Vermögensverteilung? / Umverteilungseffekte im Versicherungswesen - Ein multidimensionales Systematisierungsmodell, in: Versicherungs-wirtschaft (VW), 62. Jg., 2007, Heft 13, S. 1053-1057; Eszler, Erwin: Gibt es den umverteilungsfreien Sicherheitszuschlag im Versicherungsentgelt?, in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft (ZVersWiss), 99. Jg., 2010, Heft 1,

Denn das vollkommen etablierte und akzeptiere Konzept einer risikoäquivalenten Nettorisikoprämie als Ideal der Nettorisikoprämienkalkulation führt zwar zu keiner Änderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherers, wohl aber zu einer Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers, da der 100-%-igen Prämienleistung[122] des Versicherungsnehmers eine aufgrund der Ruinwahrscheinlichkeit bzw. der reduzierten Leistungswahrscheinlichkeit weniger als 100-%-ige Leistung des Versicherers gegenübersteht.

Und diese Verminderung des Vermögenserwartungswertes des Versicherungsnehmers ist im Konzept der Risikoäquivalenz der Nettorisikoprämie entweder unberücksichtigt geblieben oder hingenommen worden.

Es erschien daher angebracht, auch die Bedingungen und Konsequenzen solcher leistungsäquivalenter Nettorisikoprämien als Gegenstück zu risikoäquivalenten Nettorisikoprämien ausführlich zu untersuchen.

Es wird damit hier aber keineswegs für die Einführung bzw. Verrechnung von leistungsäquivalenten Nettorisikoprämien eingetreten. Es handelt sich hier immer um objektive, sachliche wissenschaftliche Analysen ohne Gestaltungsvorschläge.

Manche der gemachten Annahmen mögen mehr oder weniger realitätsfern erscheinen. Sie waren aber nötig, um die Kompliziertheit der Materie handhabbar zu machen.

Dies gilt etwa für die Annahme gleicher Ruin- bzw. Leistungswahrscheinlichkeiten der betrachteten Versicherer im Rahmen der Ausführungen zur Leistungsäquivalenz[123].

S. 65-82; Eszler, Erwin: Contribution to the EU-Consultation on the Green Paper on the Insurance of Natural and Man-made Disasters 16.04.2013, European Commission: The EU Single Market Consultations, 2013, http://ec.europa.eu/internal_market/consultations/2013/disasters-insurance/ bzw. http://ec.europa.eu/internal_market/consultations/2013/disasters-insurance/contributions_en.htm bzw. http://ec.europa.eu/internal_market/consultations/2013/disasters-insurance/docs/contributions/individual-contributions/eszler_en.pdf ; Eszler, Erwin: Hochwasserversicherung - Irrtümer und Missverständnisse, in: risControl, , 34. Jg., 2013, Nr. 06, S. 22-24; 2013 Eszler, Erwin. 2013. Hochwasser-Risiken: Keine Umverteilung unter dem Deckmantel der Versicherung!, in: risControl, 34. Jg., 2013, Nr. 07, S. 24-27; Eszler, Erwin: Zur Gestaltung einer Hochwasserversicherung, in: risControl, 34. Jg., 2013, Nr. 08, S. 26-30; Eszler, Erwin: Hochwasser-Risiken: "Keine Umverteilung unter dem Deckmantel der Versicherung!" (Schriftliches Interview/ Fragenbeantwortung), in: Versicherungsforen-Themendossier (Leipzig), 2014, Nr. 2, S. 5-7, http://www.versicherungsforen.net/portal/de/forenpartnerschaft_1/versicherungsforenthemendossier_3/versicherungsforenthemendossiers.xhtml#tab-content3 (Archiv); Eszler, Erwin: Logik der reinen Versicherung, Nr. 4 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/4301/ ; Eszler, Erwin: Leistungsäquivalenz statt Risikoäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt: Konzeptionen und Konsequenzen, Nr. 5 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/4302/ .

[122] Hierbei wird der vorherrschende Fall der Zahlung einer Prämie am Beginn der Versicherungsperiode und also vor Beginn des Versicherungsschutzes unterstellt und somit das Risiko des nachträglichen Prämienzahlungsausfalls für den Versicherer ausgeschlossen.

[123] Den – auch den herkömmlichen – Darstellungen zur *Risikoäquivalenz* liegt – wie dargelegt wurde - implizit eine Ruinwahrscheinlichkeit von $\rho=0{,}00$ bzw. eine Leistungswahrscheinlichkeit von $(1-\rho)=1{,}00$ zugrunde. Wenn dort mehrere Versicherer betrachtet werden, dann liegen damit auch dort für alle Versicherer *gleiche* (und dort überdies auch realitätsfremde) Ruin- und Leistungswahrscheinlichkeiten *aller* betrachteten Versicherer zugrunde.

Bei Berücksichtigung unterschiedlicher Ruin- bzw. Leistungswahrscheinlichkeiten der betrachteten Versicherer müssten sonst auch die Risiko-/Sicherheitspräferenzen der Versicherungsnehmer berücksichtigt werden, was in Richtung der Heranziehung von Entscheidungsmodellen wie dem My-/Sigma-Entscheidungsprinzip oder dem Erwartungsnutzen-(Bernoulli-)Prinzip denken lässt. Hierfür wäre dann aber mit gesamten Wahrscheinlichkeitsverteilungen und nicht nur mit Erwartungswerten wie in der vorliegenden Studie zu operieren, was die Komplexität weiter deutlich erhöhen würde.

Ansätze zur Berücksichtigung unterschiedlicher Ruin- bzw. Leistungswahrscheinlichkeiten – allerdings nur in Form von „größer/kleiner"-Relationen – bei Versicherungsnahmeentscheidungen liegen vor.[124]

Auch die Annahme konstanter Leistungswahrscheinlichkeit könnte in weiteren Arbeiten aufgehoben werden.

Insbesondere ist hier bei Umverteilungen zwischen den Versicherungsnehmern aufeinanderfolgender Perioden etwa auf den Effekt hinzuweisen, dass aufgrund eines Kalkulationsmangels bei der NRP-Berechnung der einen Periode und den (a) sich dadurch schon möglicherweise dann ergebenden intertemporalen Umverteilungseffekten auch (b) sich dadurch auch die Ruin- bzw. Leistungswahrscheinlichkeit einer Folgeperiode ändern kann - mit entsprechenden weiteren Umverteilungseffekten.[125]

Der Untersuchungsrahmen könnte dann auch insofern noch erweitert werden, als nicht nur Kalkulationsmängel im Hinblick auf die Nettorisikoprämien Gegenstand der Untersuchung wären, sondern die Kalkulatonsmängel im Hinblick auf die *gesamte Bruttorisikoprämie*, wobei dann *Zusammenhänge von risikoäquivalenter bzw. leistungsäquivalenter Nettorisikoprämie und risikoäquivalentem bzw. leistungsäquivalentem Sicherheitszuschlag*[126] bzw. Konstellationen von kalkulatorischen Abweichungen von diesen beiden Größen im Hinblick auf Selektions- und Umverteilungseffekte zu untersuchen wären.

---

[124] Vgl. Eszler, Erwin: Leistungsäquivalenz statt Risikoäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt: Konzeptionen und Konsequenzen, Nr. 5 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/4302/ , S. 10 ff.

[125] Umverteilungen zwischen Versicherungsnehmern aufeinanderfolgender Perioden unter Berücksichtigung sich ändernder Ruin- bzw. Leistungswahrscheinlichkeiten und im Hinblick auf die Kalkulation des Sicherheitszuschlages wurden bereits rechnerisch dargestellt bei Eszler, Erwin: Umverteilungseffekte in der Individualversicherung, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 45. Jg., 1994, Heft 17, S. 416 ff.

[126] Vgl. hierzu Eszler, Erwin: Gibt es den umverteilungsfreien Sicherheitszuschlag im Versicherungsentgelt?, in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft (ZVersWiss), 99. Jg., 2010, Heft 1, S. 65-82.

7. Literaturverzeichnis

(in alphabetischer Reihenfolge nach Autorennamen, dann nach Titeln)

Albrecht, Peter / Schwake, Edmund: Risiko, Versicherungstechnisches, in: Farny, D. et al. (Hrsg.): Handwörterbuch der Versicherung, Karlsruhe 1988, S. 651-657.

Eszler, Erwin: Absolute Durchschnittsprämien versus prozentuell abweichende Nettorisikoprämien im Hinblick auf Antiselektion und Proselektion in kompetitiven Versicherungskonstellationen, in: Zeitschrift für Versicherungswesen (ZfV), 73. Jg., 2022, Heft 12, S. 353-356.

Eszler, Erwin: Ändert Versicherung die Vermögensverteilung? / Umverteilungseffekte im Versicherungswesen - Ein multidimensionales Systematisierungsmodell, in: Versicherungswirtschaft (VW), 62. Jg., 2007, Heft 13, S. 1053-1057.

Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion bei gegebener und mangelnder Leistungsäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt, Nr. 6 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im März 2015, https://epub.wu.ac.at/4481/

Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt, Teil 1: Bilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft, 76. Jg. (2021), Heft 4, S. 98-103.

Eszler, Erwin: Antiselektion und Proselektion: Multilaterale Selektionseffekte durch Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt. Teil 2: Trilaterale Selektion, in: Versicherungswirtschaft 76. Jg. (2021), Heft 5, S. 92-98.

Eszler, Erwin: Ausgewählte objektstrukturierende Konzeptionen der Versicherungsbetriebslehre aus erkenntnistheoretisch-ontologischer Perspektive, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 47. Jg., 1996, Heft 23, S. 669-673.

Eszler, Erwin: "Betriebswirtschaftliche Sicherungswissenschaft", in: risControl, 29. Jg., 2008, Nr. 10, S. 36-37.

Eszler, Erwin: Betriebswirtschaftliche Sicherungswissenschaft (BwSichWiss) / Konzeptionen für Forschung, Lehre und Organisation an Universitäten, Nr. 1 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Sicherungswissenschaft" (WrBtrgBwSichWiss), in: Arbeitspapiere zum Tätigkeitsfeld Risikomanagement und Versicherung, Nr. 18, Hrsg. Michael Theil, elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2008, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/1480/ .

Eszler, Erwin: Betriebswirtschaftliche Sicherungswissenschaft (BwSichWiss) / Konzeptionen für Forschung, Lehre und Organisation an Universitäten; Nr. 1 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Sicherungswissenschaft" (WrBtrgBwSichWiss). Arbeitspapiere zum Tätigkeitsfeld Risikomanagement und Versicherung, Nr. 18, Hrsg. Michael Theil, elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2008, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/1480/ , nochmalige Veröffentlichung bei WiWi-Online AG (Hamburg), http://www.wiwi-online.de/start.php?a_title=531&ar=384 .

Eszler, Erwin: Betriebswirtschaftliche Versicherungsforschung auf erkenntnistheoretisch-ontologischer Basis / Rationalistisch-idealistische Konzeption, empiristisch-realistische Konzeption, konstruktivistisch-instrumentalistische Konzeption, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 46. Jg., 1995, Heft 22, S. 639-644.

Eszler, Erwin: "Betriebswirtschaftliche Versicherungswissenschaft" [eingereichter Titel: ""Betriebswirtschaftliche Versicherungswissenschaft" (BwVersWiss) an der Wirtschaftsuniversität Wien (WU) – eine Neukonzeption"], in: risControl, 28. Jg., 2007, Nr. 05, S. 54.

Eszler, Erwin: "Betriebswirtschaftliche Versicherungswissenschaft" (Nachtrag), in: risControl, 28. Jg., 2007, Nr. 09, S. 37.

Eszler, Erwin: Betriebswirtschaftliche Versicherungswissenschaft (BwVersWiss) / Konzeptionen für Forschung, Lehre und Organisation an Universitäten, Nr. 1 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), in: Arbeitspapiere zum Tätigkeitsfeld Risikomanagement und Versicherung, Nr. 16, Hrsg. Michael Theil, elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im März 2007, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/792/ .

Eszler, Erwin: Betriebswirtschaftliche Versicherungswissenschaft (BwVersWiss) / Konzeptionen für Forschung, Lehre und Organisation an Universitäten, Nr. 1 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), in: Arbeitspapiere zum Tätigkeitsfeld Risikomanagement und Versicherung, Nr. 16, Hrsg. Michael Theil, elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im März 2007, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://epub.wu.ac.at/792/ , nochmalige Veröffentlichung bei WiWi-Online AG (Hamburg), http://www.wiwi-online.de/start.php?a_title=531&ar=348 .

Eszler, Erwin: Contribution to the EU-Consultation on the Green Paper on the Insurance of Natural and Man-made Disasters 16.04.2013, European Commission: The EU Single Market Consultations, 2013,
http://ec.europa.eu/internal_market/consultations/2013/disasters-insurance/ bzw.
http://ec.europa.eu/internal_market/consultations/2013/disasters-insurance/contributions_en.htm bzw.
http://ec.europa.eu/internal_market/consultations/2013/disasters-insurance/docs/contributions/individual-contributions/eszler_en.pdf .

Eszler, Erwin: Der umverteilungsfreie Versicherungsbegriff, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 45. Jg., 1994, Heft 20, S. 518-521.

Eszler, Erwin: Die Prämie als Preis der Leistung des Versicherers / Produktions- und kostentheoretische Aspekte der Kontroverse "Einheitsprämientheorie versus Prämientrennungstheorie", in: Versicherungswirtschaft, 52. Jg., 1997, Heft 3, S. 150-155.

Eszler, Erwin: Forschungsbereiche und Forschungsstränge der Betriebswirtschaftlichen Versicherungsforschung an der Wirtschaftsuniversität Wien von 1985 bis 2015 (Metapublikation), Nr. 7 der „Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft“ (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im August 2015, http://epub.wu.ac.at/ .

Eszler, Erwin: Gibt es den umverteilungsfreien Sicherheitszuschlag im Versicherungsentgelt?, in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft (ZVersWiss), 99. Jg., 2010, Heft 1, S. 65-82.

2013 Eszler, Erwin: Hochwasser-Risiken: Keine Umverteilung unter dem Deckmantel der Versicherung!, in: risControl, 34. Jg., 2013, Nr. 07, S. 24-27.

Eszler, Erwin: Hochwasser-Risiken: "Keine Umverteilung unter dem Deckmantel der Versicherung!" (Schriftliches Interview/ Fragenbeantwortung), in: Versicherungsforen-Themendossier (Leipzig), 2014, Nr. 2, S. 5-7, http://www.versicherungsforen.net/portal/de/forenpartnerschaft_1/versicherungsforenthemen-dossier_3/versicherungsforenthemendossiers.xhtml#tab-content3 (Archiv).

Eszler, Erwin: Hochwasserversicherung - Irrtümer und Missverständnisse, in: risControl, 34. Jg., 2013, Nr. 06, S. 22-24.

Eszler, Erwin: Leistungsäquivalenz statt Risikoäquivalenz von Nettorisikoprämien im Versicherungsentgelt: Konzeptionen und Konsequenzen, Nr. 5 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://e-pub.wu.ac.at/4302/ .

Eszler, Erwin: Logik der reinen Versicherung, Nr. 4 der "Wiener Beiträge zur Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" (WrBtrgBwVersWiss), elektronische Publikation, Wirtschaftsuniversität Wien, im September 2014, http://epub.wu.ac.at/ bzw. http://e-pub.wu.ac.at/4301/ .

Eszler, Erwin: Risikoausgleich und Versicherung: Analyse und Systematisierung divergenter Auffassungen, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 45. Jg., 1994, Heft 6, S. 152-156.

Eszler, Erwin: Stellungnahme zum Beitrag "Der Versicherer und das Postulat der Gerechtigkeit" von Prof. Dr. Harald Brachmann (ZfV, Jg. 58, 2007, Heft 4, S. 118-119), in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 58. Jg., 2007, Heft 9, S. 286-287.

Eszler, Erwin: Stellungnahme zum Beitrag "Solidarität - Mär und Wirklichkeit?" von Dr. Christian Richner speziell zur Krankenversicherung (VR 6/1999, S. 114-116), in: Die Versicherungsrundschau / Zeitschrift der österreichischen Gesellschaft für Versicherungsfachwissen, 55. Jg., 2000, Nr. 4, S. 56-59.

Eszler, Erwin: Umverteilungseffekte in der Individualversicherung, in: Zeitschrift für Versicherungswesen, 45. Jg., 1994, Heft 17, S. 414-419.

Eszler, Erwin: Versicherbarkeit und ihre Grenzen / Analyse und Systematisierung auf erkenntnistheoretisch-ontologischer Basis, Band 21 der Reihe der Hamburger Gesellschaft zur Förderung des Versicherungswesens, Karlsruhe 1999, im Internet auch unter http://www.hgfv.de/hgfv/publikationen0.htm .

Eszler, Erwin: Versicherbarkeit und ihre Grenzen: Logik - Realität – Konstruktion, in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft, 89. Jg., 2000, Heft 2/3, S. 285-300.

Eszler, Erwin: Versicherbarkeit und Versicherungsmodelle, insbesondere für katastrophenartige Elementarrisiken - ein Bezugs- und Analyserahmen, Reihe Forschungsergebnisse der Wirtschaftsuniversität Wien, Wien 1992.

Eszler, Erwin: Versicherung von Überschwemmungsrisiken unter besonderer Berücksichtigung landwirtschaftlicher Kulturen, Dissertation an der Wirtschaftsuniversität Wien 1989.

Eszler, Erwin: Von betriebswirtschaftlicher „Risikomanagement"-Lehre zur „Betriebswirtschaftlichen Sicherungswissenschaft", in: Zeitschrift für Versicherungswesen (ZfV), 60. Jg., 2009, Heft 3, S. 85-88.

Eszler, Erwin: Von der „Versicherungsbetriebslehre" zur „Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" / Teil 1: Konzeption einer akademischen Disziplin, in: Zeitschrift für Versicherungswesen (ZfV), 58. Jg., 2007, Heft 15-16, S. 522-526.

Eszler, Erwin: Von der „Versicherungsbetriebslehre" zur „Betriebswirtschaftlichen Versicherungswissenschaft" / Teil 2: Konzeption einer Wissenschaftssystematik, in: Zeitschrift für Versicherungswesen (ZfV), 58. Jg., Heft 17, S. 560-562.

Eszler, Erwin: Zu einer allgemeinen Theorie der Versicherungsproduktion, in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft, 86. Jg., 1997, Heft 1/2, S. 1-36.

Eszler, Erwin: Zur Gestaltung einer Hochwasserversicherung, in: risControl, 34. Jg., 2013, Nr. 08, S. 26-30.

Eszler, Erwin: Zur Versicherbarkeit des Überschwemmungsrisikos, in: Die Versicherungsrundschau / Zeitschrift der österreichischen Gesellschaft für Versicherungsfachwissen, 44. Jg., 1989, Nr. 4, S. 111-116.

Farny, Dieter: Versicherungsbetriebslehre, 5. Aufl., Karlsruhe 2011.

Karten, Walter: Das Einzelrisiko und seine Kalkulation, in: Große, W. / Müller-Lutz, H. L. / Schmidt, R. (Hrsg.): Versicherungsenzyklopädie, 4. Auflage, Band 2, Wiesbaden 1991, S. 237-275.