SOLVENCY II:

INTERNE RISIKOSTEUERUNGSMODELLE AUS WISSENSCHAFTLICHER SICHT

Anna Osetrova
Hato Schmeiser

VERSION: **25/02/2005**
JEL KLASSIFIKATION: **G11, G22, G23, G31**

1. SOLVENCY II: EINE EINFÜHRUNG

Die aktuellen EU-Solvabilitätsvorschriften sind seit ihrer Einführung in den Jahren 1973 (Lebensversicherungsunternehmen) und 1979 (Nichtlebensversicherungen) Gegenstand massiver Kritik.[1] Ein zentraler Kritikpunkt resultiert aus der Tatsache, dass sich die EU-Solvabilitätsregeln lediglich am Volumen des Versicherers und nicht an dessen Risikostruktur orientieren.[2] Des Weiteren fußen die numerischen Vorgaben in den Formeln zur Ermittlung der sogenannten Soll-Solvabilität nur sehr eingeschränkt auf ökonomischen Überlegungen, sondern erklären sich vor allem anhand des politischen Einigungsprozesses im Rahmen der Verabschiedung der EU-Solvabilitätsregeln.[3]

Zu Beginn des Jahres 2002 haben der Rat und das Parlament der EU die Vorschläge der Kommission zur Verbesserung der bestehenden Vorschriften („Solvency I“-Projekt) angenommen.[4] Damit wurden die Mitgliedsstaaten der EU verpflichtet, bis zum 20.9.2003 verschiedene Rechtsvorschriften zu erlassen[5], die zum 1.1.2004 erstmals zur Anwendung kamen. Tatsächlich enthält „Solvency I“ lediglich kleinere Veränderungen bei der Berechnung der sogenannten Solvabilitätsspanne und eine Anpassung des Mindestgarantiefonds an

---

[1] Vgl. grundlegend Farny (2000), S. 757 ff., Schradin (1994), S. 212 ff. und Schmeiser (1997), S. 28 ff.

[2] Vgl. hierzu auch das Zahlenbeispiel in Schmeiser (2004 a), S. 42.

[3] Vgl. Farny (2000), S. 761.

[4] Vgl. Schradin (2003), S. 633 und Schradin (2004), S. 908.

[5] Vgl. hierzu die Richtlinien 2002/13/EG Artikel 4 und 2002/12/EG Artikel 4.

die beobachtete Geldentwertung in der EU. Auch existieren nun erweiterte Anforderungen an die Informationsbereitstellung seitens der Versicherungsunternehmen sowie zusätzliche Eingriffsbefugnisse der Aufsichtsbehörde.[6] Insgesamt gilt allerdings festzuhalten, dass die vorgenommenen Änderungen am bestehenden Europäischen Solvabilitätssystems durch „Solvency I“ sicherlich nicht in der Lage sind, die grundsätzlichen Kritikpunkte des Systems zu entschärfen. Vor diesem Hintergrund hat sich die Europäische Kommission entschlossen, auf Basis des sogenannten Solvency II-Projekts die Eigenkapitalvorschriften für EU-Versicherer in Zukunft grundlegend neu zu ordnen.[7]

Zur Planung und Umsetzung des „Solvency II“-Projekts setzt die Europäische Kommission den Unterausschuss Solvabilität (*solvency subcommittee*) des Versicherungsausschusses (*insurance committee*) ein. Ziel des Projekts ist die Entwicklung in sich schlüssiger Solvabilitätsstandards, die in allen EU-Rechtsräumen anwendbar sind.[8] Dabei ist es eines der Hauptanliegen, ein weitgehend wettbewerbsneutrales System zu entwickeln, welches die Risikolage des Versicherers möglichst exakt abbildet.[9] Des Weiteren sollen Anreize zur Entwicklung interner Risikosteuerungsmodelle geschaffen werden.

In der ersten Phase des „Solvency II“-Projekts, die im September 2003 abgeschlossen wurde, sind neben einer Diskussion verschiedener Ansätze zur Messung der Solvabilität von Versicherungsunternehmen insbesondere allgemeine Studien in Auftrag gegeben worden.[10] Eine zentrale Rolle kommt hierbei der im Mai 2002 veröffentlichten Arbeit der Wirtschaftsprüfungsgesellschaft KPMG zu, die – nach Vorbild der „Neuen Basler Eigenkapitalvereinbarung“ für den Bankensektor – ein drei-Säulen-Konzept (*three pillar structure*) vor-

---

[6] Vgl. Schradin (2003), S. 633 und 634.

[7] Zum aktuellen Stand des “Solvency II“-Konzepts vgl. insbesondere Gräwert / Stevens / Tadros (2003), Knauth / Schubert (2003), Schradin (2003), Schubert / Grießmann (2003), Bittermann (2004), Hartung / Helten (2004), Schubert / Grießmann (2004 a), Schubert / Grießmann (2004 b), Schubert / Grießmann (2004 c) und Zimmermann / Bach / Raub (2004).

[8] Vgl. Europäische Kommission (2003 Markt 2509/03).

[9] Vgl. Europäische Kommission (2002 Markt 2535/02) sowie Schradin (2003), S. 643.

[10] Vgl. Europäische Kommission (2003 Markt 2539/03) und Schradin (2003), S. 643.

schlägt:[11] Die erste Säule enthält vor allem quantitative Regelungen für die Finanzausstattung von Versicherungsunternehmen, die zweite Säule beschäftigt sich mit den aufsichtsrechtlichen Überprüfungsprozessen und die dritte Säule stellt Überlegungen zur Markttransparenz und Förderung der Marktdisziplin durch erweiterte Offenlegungsanforderungen an.

Nachdem die erste Phase des „Solvency II“-Projekts mit einer Ausarbeitung der Grundkonzeptionen abgeschlossen ist, sollen in der zweiten Phase, die nach aktuellem Stand nicht vor 2008 beendet sein wird, detaillierte Einzelheiten und Vorschriften erarbeitet werden. In Zusammenhang mit der zweiten Phase des „Solvency II“-Projekts kann davon ausgegangen werden, dass es bei der Ableitung der Eigenkapitalausstattung zu einem zweistufigen Konzept („two-level approach“) kommen wird:[12] Neben der Definition eines Mindesteigenkapitals („safety net“) soll auch ein Zielkapital („target capital“) für Versicherungsunternehmen bestimmt werden. Während die Unterschreitung der Mindesteigenkapitalhöhe unmittelbar aufsichtsrechtliche Sanktionen auslöst, soll die Verletzung des (höheren) Zielkapitals lediglich Gespräche zwischen der Versicherungsaufsicht und dem Versicherer auslösen.[13]

Zur Ableitung des „target capital“ wird es Versicherungsunternehmen erlaubt sein, interne Risikosteuerungsmodelle heranzuziehen, soweit diese von der jeweiligen Aufsichtsbehörde akkreditiert worden sind. Für Versicherer, die ein entsprechendes Evaluierungsverfahren nicht anstreben oder nicht bestehen, soll die Berechnung des „target capital“ anhand eines noch zu definierenden Standard-Risikomodells vorgenommen werden.[14]

---

[11] Vgl. KPMG (2002), Schradin (2003), S. 644 und Schradin (2004), S. 909 ff. Der Unterausschuss Solvabilität folgt in seinen Vorschlägen der von KPMG empfohlenen Drei-Säulen-Konzeption. Vgl. hierzu Europäische Kommission (2002 Markt 2535/02).

[12] Vgl. Schradin (2003), S. 652 ff. sowie Europäische Kommission (2003 Markt 2509/03) und Europäische Kommission (2004, Markt 2543/04).

[13] Vgl. Europäische Kommission (2002 Markt 2535/02), S. 13, Europäische Kommission (2004, Markt 2543/04), Schradin (2003), S. 653 und Gründl / Schmeiser (2004), S. 473.

[14] Vgl. Schradin (2003), S. 653 und Gründl / Schmeiser (2004), S. 473 f.

In den sich anschließenden Kapiteln soll ein konkreter Vorschlag für ein internes Risikosteuerungsmodell für den Nicht-Lebensversicherungsbereich erarbeitet werden. Das dabei verwendete Simulationsmodell basiert – dem Konzept der „Dynamic Financial Analysis" (DFA)[15] folgend – auf einer Betrachtung von Zahlungsströmen. Unser Ansatz erweitert dabei den in Schmeiser (2004 b) vorgestellten Modellansatz durch unterschiedliche Simulationsszenarien und einer zusätzlichen Verwendung der Risikomaße „Expected Policyholder Deficit" und „Tail-Value-at-Risk".

Der vorliegende Beitrag ist wie folgt aufgebaut: Nach der Darstellung einiger grundlegender Aspekte der Ruintheorie in Abschnitt 2.1 wird in Kapitel 2.2 ein eigener interner Risikosteuerungsansatz im Sinne des Solvency II-Konzepts vorgestellt. Dabei erarbeiten wir zunächst das Grundmodell des Ansatzes und diskutieren die zentralen Inputfaktoren und deren Modellierung; des Weiteren werden zahlreiche Simulationsbeispiele dargelegt und deren Ergebnisse anhand unterschiedlicher Risikomaße ausgewertet. Die Arbeit schließt mit einer kurzen Zusammenfassung und einem Ausblick ab.

2. Zur Ausgestaltung eines internen Risikosteuerungsmodells unter Solvency II

2.1 Vorbemerkungen zur Ruintheorie

Im folgenden Abschnitt sollen zunächst einige grundlegende Aspekte der Ruintheorie dargestellt werden.[16] Bezeichnet Ek das Eigenkapital des betrachteten Versicherungsunternehmens, kann die (zeitdiskrete) einperiodige Ruinwahrscheinlichkeit Ψ_1 wie folgt definiert werden:

(1) $\Psi_1 = \Pr\left(\mathrm{Ek}_1 < 0\right).$

---

[15] Zum DFA-Konzept vgl. grundlegend Lowe / Stanard (1997), Hodes / Feldblum / Neghaiwi (1999) und Kaufmann / Gadmer / Klett (2001).

[16] Die folgenden Ausführungen zur Ruintheorie sind inhaltlich den Arbeiten von Heilmann (1988), S. 245 ff., Bühlmann (1996), S. 133 ff. und Straub (1997), S. 36 ff. entnommen.

Bei einer Übertragung des Konzepts der Ruinwahrscheinlichkeit auf mehrere Perioden lassen sich in Abhängigkeit des Zeitparameters $\tau \in T$ vier unterschiedliche Betrachtungsformen voneinander abgrenzen:

- Diskreter Zeitparameter und endlicher Planungshorizont $n \cdot h$

(2) $T_1 = \left(\tau \middle| \tau = k \cdot h,\ k = 0,1,2,...n < \infty\right)$ mit $0 < h < \infty$.

- Diskreter Zeitparameter und unendlicher Planungshorizont

(3) $T_2 = \left(\tau \middle| \tau = k \cdot h,\ k = 0,1,2,...\right)$ mit $0 < h < \infty$.

- Stetiger Zeitparameter und endlicher Planungshorizont x

(4) $T_3 = \left(\tau \middle| 0 \le \tau \le x < \infty\right)$.

- Stetiger Zeitparameter und unendlicher Planungshorizont

(5) $T_4 = \left(\tau \middle| 0 \le \tau \le \infty\right)$.

Betrachtet man nun ein auf das reine Zeichnungsgeschäft reduziertes Versicherungsunternehmen und bezeichnet dabei S_τ die Gesamtschäden im Zeitraum $(0,\tau)$, P_τ die gesamten Prämieneinnahmen im Zeitintervall $(0,\tau)$ und Ek_0 das anfänglich vorhandene Eigenkapital zu Marktwerten, kann die Ruinwahrscheinlichkeit im Mehrperiodenkontext wie folgt definiert werden:

(6) $\Psi_T = \Pr\left(\sup_{\tau \in T}\left(S_\tau - P_\tau\right) > Ek_0\right)$.

In Abhängigkeit des gewählten Zeitparameters und des Betrachtungszeitraums ergeben sich c.p. unterschiedliche Ruinwahrscheinlichkeiten für das betrachtete Versicherungsunternehmen. Dabei gelten die folgenden Beziehungen:

(7) $\Psi_{T_1} \le \Psi_{T_2} \le \Psi_{T_4}$ (für gleiche h)

und

(8) $\Psi_{T_1} \leq \Psi_{T_3} \leq \Psi_{T_4}$ (falls $n \cdot h \leq x$).

Demnach ergibt sich grundsätzlich die geringste Ruinwahrscheinlichkeit bei Verwendung einer Kombination aus finitem Zeithorizont und zeitdiskreter Modellierung. Die höchste Ruinwahrscheinlichkeit erhält man c.p. bei Verwendung eines infiniten Zeithorizonts und einer zeitstetigen Modellierung. Insofern führt die Verwendung von Zeitparametern $\tau \in T$ gemäß Formel (2), (3) oder (4) zu einer Unterschätzung der tatsächlichen Ruinwahrscheinlichkeit des Versicherers.

Die versicherungsmathematisch orientierte Ruintheorie hat sich insbesondere zur Aufgabe gemacht, analytische Ausdrücke für die Berechnung der Ruinwahrscheinlichkeit in Zusammenhang mit dem Eigenkapitalprozess Ek_τ zu finden. Dies bringt jedoch den Nachteil mit sich, dass nur sehr vereinfachende Modellierungen des Versicherungsgeschäfts unter restriktiven Verteilungsannahmen zugelassen werden können. Wir wollen dies beispielhaft anhand des wohl bekanntesten Literaturergebnisses der Ruintheorie verdeutlichen.[17] Wir beschränken uns hierbei auf eine Darstellung der Modellannahmen und der Ergebnisse; für die Herleitung der Ergebnisse sei auf die Literatur verwiesen.[18]

Betrachtet wird ein stetiger Zeitparameter τ mit einem unendlichem Planungshorizont (vgl. hierzu Formel (5)). Für den Prämienprozess P_τ sei angenommen, dass dieser deterministisch und linear in der Zeit ist, d.h. es gilt: $P_\tau = P \cdot \tau$ (P > 0 bezeichnet dabei die Prämienrate pro Zeiteinheit). Für den Gesamtschadenprozess S_τ wird das kollektive Modell der Risikotheorie[19] herangezogen, wobei X_i die (stochastische) Höhe des i-ten Schadens bezeich-

---

[17] Der im Folgenden dargestellte Ansatz geht auf Cramér (1955) zurück. Wir orientieren uns in unseren Ausführungen wieder an Heilmann (1988), S. 184-188, Bühlmann (1996), S. 141 ff. und Straub (1997), S. 37 ff.

[18] Vgl. hierzu die in der vorangegangenen Fußnote zitierten Quellen.

[19] Vgl. z.B. Schröter (1995), S. 108 f. und die dort angegebenen Quellen.

net und N_τ die (stochastische) Anzahl der Schäden im Betrachtungszeitraum kennzeichnet:

(9) $$S_\tau = \sum_{i=1}^{N_\tau} X_i \ .$$

Im Folgenden wird angenommen, S_τ folge einem zusammengesetzten Poisson-Prozess mit Intensität λ.[20] Für die Verteilungsfunktion der Gesamtschäden $G_\tau(x)$ erhält man dann

(10) $$G_\tau(x) = \Pr(S_\tau \leq x) = \sum_{k=0}^{\infty} \exp(-\lambda \cdot \tau) \cdot \frac{(\lambda \cdot \tau)^k}{k!} \cdot V^{*k}(x) \qquad (\text{mit } x \geq 0).$$

$V^{*k}(x)$ steht hierbei für die k-te Faltung der Schadenhöhenverteilung $V(x)$. Des Weiteren sei angenommen, die Schadenhöhen seien exponentialverteilt mit Parameter a ($X \sim \exp(a)$). Unter den getroffenen Annahmen erhält man als Ergebnis für den Eigenkapitalprozess $Ek_\tau = Ek_0 + P_\tau - S_\tau$ die Ruinwahrscheinlichkeit:

(11) $$\Psi_{T_4} = \begin{cases} \dfrac{\lambda \cdot E(X)}{P} \cdot \exp\left(-\dfrac{Ek_0}{E(X)} \cdot \left(1 - \dfrac{\lambda \cdot E(X)}{P} \right) \right) & \text{falls } P > \lambda \cdot E(X) \\ 1 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Beziehung (11) verdeutlicht, dass die Ruinwahrscheinlichkeit nur dann kleiner als 100 % ist, wenn die Prämieneinnahmen P (pro Zeiteinheit) größer als die erwarteten Schäden $\lambda \cdot E(X)$ (pro Zeiteinheit) sind. Für $P > \lambda \cdot E(X)$ nimmt die Ruinwahrscheinlichkeit c.p. mit sinkendem Eigenkapitalbestand Ek_0 (bzw. mit sinkender Prämienrate P oder mit Zunahme der erwarteten Schäden $\lambda \cdot E(X)$) zu.

---

[20] Vgl. hierzu vertiefend z.B. Schröter (1995), S. 94 ff. Dem zusammengesetzten Poisson-Prozess liegen die folgenden Annahmen zugrunde: Die Schadenanzahlverteilung ist ein Poisson-Prozess (mit Intensität λ), die Schadenhöhen sind unabhängig und identisch verteilt mit Verteilungsfunktion V(x) und es besteht stochastische Unabhängigkeit zwischen Schadenhöhen- und Schadenanzahlverteilung.

Die vorgestellten Überlegungen sind zweifelsohne sehr theoretischer Natur und grundsätzlich wenig geeignet, die Solvabilität eines Versicherungsunternehmens in der Realität zu bestimmen. Begründet liegt dies darin, dass wesentliche Einflussfaktoren auf die Unternehmenssicherheit unberücksichtigt bleiben um zu analytischen Ausdrücken für die Ruinwahrscheinlichkeit Ψ gelangen zu können. Tatsächlich wirken allerdings eine Reihe weiterer Aspekte auf die Sicherheit eines Versicherers ein; zu nennen sind hier z.B.:

- Kapitalanlagerisiken
- Stochastische Abhängigkeiten zwischen den Zufallsgrößen des Modells
- Steuer- und Dividendenzahlungen
- Risiken aus dem Rückgang der Prämieneinnahmen
- „Gegensteuerungsmaßnahmen“ des Unternehmens im Falle einer Verschlechterung des Sicherheitsniveaus

Im Folgenden wollen wir ein Modell entwickeln, das eine möglichst hohe Flexibilität aufweist. Demnach soll es möglich sein, verschiedene der oben angesprochenen Aspekte in die Grundstruktur des Modells zu integrieren, um damit unterschiedlichsten Schwerpunktsetzungen gerecht werden zu können. Eine solche Flexibilität wird in dem von uns vorgeschlagenen Ansatz auf Basis eines Cash-Flow-Simulationsmodells hergestellt.

2.2 Ein Modellvorschlag für Nicht-Lebensversicherungsunternehmen

2.2.1 Darstellung des Grundmodells

- Modellansatz

Wir betrachten einen zeitdiskreten Modellansatz mit endlichem Planungshorizont[21] und einem Zeitparameter $\tau = 1, 2, ..., T$. Bezeichnet G den nominalen Gewinn vor Steuern, Tx die Steuerzahlungen und A die Ausschüttungen an die

---

[21] Vgl. hierzu auch Formel (2) im Abschnitt 2.1.

Anteilseigner, kann das Eigenkapital zum Zeitpunkt τ wie folgt definiert werden:[22]

$$(12)\quad Ek_\tau = \begin{cases} Ek_{\tau-1} + G_\tau - Tx_\tau - A_\tau & \text{für } Ek_{\tau-1} > 0 \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Für den zu versteuernden Gewinn gelte:

$$(13)\quad G_\tau = Ek_{\tau-1} \cdot (R_\tau - 1) + P_{\tau-1} \cdot R_\tau - S_\tau - B_\tau - O_\tau\,.$$

Dabei bezeichnet R den einperiodigen Aufzinsungsfaktor, P die gesamten Prämieneinzahlungen für eigene Rechnung, S die gesamten Schadenauszahlungen für eigene Rechnung, B den auszahlungswirksamen Teil der Betriebskosten und O modelliert die Einflüsse operationaler Risiken.[23/24] Die Steuerzahlungen Tx aus Formel (13) können unter Verwendung des (Körperschafts-)Steuersatzes θ (> 0) wie folgt festgelegt werden:

$$(14)\quad Tx_\tau = \theta_\tau \cdot \max(G_\tau, 0)\,.$$

---

22 Im Mittelpunkt der Betrachtung steht hier die zahlungsstromorientierte Abbildung des Eigenkapitals in einem bilanziellen Sinne und nicht eine Analyse der Zahlungsströme an die verschiedenen Stakeholder. Beispielsweise ergäbe sich der Rückstrom an die Eigentümer des Versicherers in diesem Zusammenhang aus:

$Ek_\tau = \max(Ek_{\tau-1} + G_\tau - Tx_\tau, 0)\,.$

23 Gemäß den Mindesteigenkapitalvorschriften für Banken („Basel II“) werden unter operationalen Risiken die Gefahr von unmittelbaren und mittelbaren Verlusten verstanden, die infolge der Unangemessenheit oder des Versagens von internen Prozessen, Menschen, Systemen oder von externen Ereignissen eintreten können. Vgl. hierzu Basler Ausschuss für Bankenaufsicht (2004), S. 137.

24 Der vorliegende Modellansatz basiert – dem Konzept der „Dynamic Financial Analysis“ (DFA) folgend – rein auf Zahlungsströmen. Insofern ergeben sich in der Messung der Solvenz des Versicherers zwangsläufig Unterschiede zu Ansätzen, die sich auf Ertrags- und Aufwandsgrößen konzentrieren. Zum DFA-Ansatz vgl. grundlegend Lowe / Stanard (1997) und Kaufmann / Gadmer / Klett (2001).

Des Weiteren wird angenommen, dass nur im Falle positiver Gewinne im Versicherungsunternehmen Ausschüttungen an die Anteilseigner vorgenommen werden:

(15) $A_\tau = \omega_\tau \cdot \max(G_\tau, 0)$.

Der Parameter ω_τ (> 0) steht dabei für die vom Versicherer festzulegende Ausschüttungsquote.

Formel (12) in Verbindung mit Formel (13) verdeutlicht das komplexe Wechselspiel der verschiedenen „Stellgrößen“ im Versicherungsgeschäft. So führt beispielsweise die Wahl der Asset Allocation des Versicherers zu einer bestimmten Verteilung von R_τ. Die Verteilung der Kapitalanlageerlöse beeinflusst dabei nicht nur direkt die Verteilung von Ek_τ, sondern auch indirekt – bedingt durch die Interrelationen zwischen R_τ und anderen stochastischen Größen im Versicherungsgeschäft. Auch die Wahl des Versicherungsportfolios mit einer Veränderung der Prämien- und Schadenzahlungen hat zum einen einen direkten Einfluss auf Ek_τ, zum anderen werden aber auch indirekte Effekte auf den zur Verfügung stehenden Zinsträger und auf das Diversifikationsumfeld erzielt.

- Modellierung der Prämieneinzahlungen und Schadenauszahlungen

Betrachtet man ein Unternehmen mit z Versicherungskollektiven, ergeben sich die in Formel (13) eingeführten Gesamtprämieneinzahlungen für eigene Rechnung (P) aus der Summe der Nettoprämieneinzahlungen der einzelnen Kollektive:[25]

(16) $P = \sum_{d=1}^{z} P_d$.

Für die Gesamtschadenauszahlungen für eigene Rechnung gilt entsprechend:

---

[25] Aus Gründen der Übersichtlichkeit verzichten wir im folgenden Abschnitt auf ein Mitführen des Zeitindexes τ.

$$(17)\quad S = \sum_{d=1}^{z} S_d \ .$$

Da die verschiedenen Kollektive des Versicherers im Allgemeinen in unterschiedlicher Höhe und Form rückversichert sind, muss die Transformation von Brutto- zu Nettoschäden auf der Kollektivebene erfolgen. Die risikotheoretischen Effekte der gängigen Rückversicherungsformen sind in der versicherungsmathematischen Literatur bereits ausführlich analysiert worden.[26] Von daher können wir uns im Folgenden auf einen Beispielfall beschränken. Dabei steht N für die (stochastische) Schadenanzahl und X_i für die (stochastische) Höhe des i-ten Einzelschadens vor Rückversicherung. Nimmt man nun an, das Kollektiv z sei auf der Basis eines Einzelschadenexzedentenvertrags mit Priorität a und maximaler Haftung des Zessionars h rückversichert, erhält man[27]

$$(18)\quad S_z = \sum_{i=1}^{N_z} X_{i,z} - I \cdot \sum_{i=1}^{N_z} \min\Big(\max\big(X_{i,z} - a, 0\big), h\Big).$$

Das Symbol I kennzeichnet eine Indikatorvariable, die mit der Wahrscheinlichkeit w den Wert 0 und mit der Gegenwahrscheinlichkeit 1-w den Wert 1 annimmt. Mit w kann somit die Ausfallwahrscheinlichkeit des Rückversicherers berücksichtigt werden.[28] Grundsätzlich ist die Berechnung der Verteilungsfunktion von S nur näherungsweise möglich.[29] Aufgrund der Leistungsfähigkeit aktueller PCs bietet sich an, S per numerischer Approximation (z.B. Monte-Carlo- oder Latin-Hypercube-Simulation) zu ermitteln.

---

[26] Vgl. z.B. Daykin / Pentikäinen / Pesonen (1994), S. 100 ff.

[27] Vgl. z.B. Daykin / Pentikäinen / Pesonen (1994), S. 102 ff.

[28] Wir haben vereinfachend angenommen, der Zessionar käme seinen Zahlungsverpflichtungen entweder vollständig oder überhaupt nicht nach. In praktischen Anwendungen kann die Ausfallwahrscheinlichkeit w auf Basis des aktuellen Ratings des Rückversicherers abgeleitet werden.

[29] Vgl. z.B. Schröter (1995), S. 254 ff. und die dort angegebene Literatur.

- Spezifizierung des Kapitalanlagebereichs

Klammert man zunächst gedanklich die Effekte, die sich durch Ein- und Auszahlungen zu den verschiedenen Zeitpunkten ergeben (Prämien- und Schadenzahlungen, Steuerzahlungen etc.) aus der Betrachtung aus, gilt unter der Annahme, das Vermögen (V) des Versicherers folge einer geometrisch Brown'schen Bewegung[30], die Beziehung

$$(19)\quad \frac{dV(t)}{V(t)} = \mu\, dt + \sigma\sqrt{dt}\cdot\varepsilon .$$

Die Variable μ bezeichnet den Erwartungswert der Kapitalanlagerendite des Versicherers pro infinitesimal kleiner Zeiteinheit (auch Drift oder Momentanrendite genannt), σ ihre Standardabweichung (auch Diffusion oder Momentanstandardabweichung genannt) und $\sigma\sqrt{dt}\cdot\varepsilon$ kennzeichnet die Änderung eines Wiener-Prozesses ohne Drift pro infinitesimal kleiner Zeiteinheit dt (ε steht dabei für eine standardnormalverteilte Zufallsvariable). Die Lösung der Differentialgleichung (19) liefert für T > t ($\geq$ 0):

$$(20)\quad V_T = V_t \cdot \exp\left[(\mu - \frac{1}{2}\cdot\sigma^2)\cdot(T-t) + \sigma\cdot\sqrt{T-t}\cdot\varepsilon \right].$$

In dem von uns betrachteten Fall wird nun das Vermögen des Versicherers zu diskreten Zeitpunkten τ durch Ein- und Auszahlungen (Prämien, Schäden, Steuerzahlungen, Ausschüttungen und zahlungswirksame Einflüsse operationaler Risiken) beeinflusst. Für die Zeit zwischen zwei Zeitpunkten sei aber im Folgenden die Gültigkeit der Beziehung (20) angenommen. Um den Zusammenhang zu Beziehung (13) herzustellen, kann für Formel (20)

$$(21)\quad V_\tau = V_{\tau-1}\cdot\exp\left[(\mu - \frac{1}{2}\cdot\sigma^2) + \sigma\cdot\varepsilon \right] = V_{\tau-1}\cdot R_\tau$$

30 Vgl. für die folgenden Ausführungen zur geometrisch Brown'schen Bewegung Hull (2003), S. 222 ff.

geschrieben werden. Die Variable R steht hierbei wieder für den einperiodigen Aufzinsungsfaktor. Das zur (einperiodigen) Kapitalanlage zur Verfügung stehende Vermögen des Versicherers ergibt sich grundsätzlich aus der Summe von Eigenkapital und Prämieneinzahlungen (d.h. es gelte im Folgenden: $V_{\tau-1} = Ek_{\tau-1} + P_{\tau-1}$).[31]

Die zeitstetige Einperiodenrendite r_τ $(= \ln(R_\tau))$ ist gemäß (21) normalverteilt mit Erwartungswert $E[r_\tau]$ $(= \mu - 0{,}5 \cdot \sigma^2)$ und Standardabweichung $\sigma[r_\tau]$; dabei gelte die Beziehung:

$$(22)\quad r_\tau = \sum_{i=1}^{k} \alpha_{i,\tau} \cdot r_{i,\tau}\,.$$

Das Symbol $r_{i,\tau}$ kennzeichnet die zeitstetige Rendite der i-ten Anlageklasse im Zeitraum zwischen $\tau - 1$ und τ. Die Variable α_i steht für den Anteil der Assetklasse i am Gesamtportfolio des Versicherers, wobei $\sum_{i=1}^{k} \alpha_i = 1$ ist.[32] Die Renditen der einzelnen Anlageklassen $r_{i,\tau}$ zum Zeitpunkt τ sind multivariat normalverteilt.

- Modellierung der auszahlungswirksamen Betriebskosten und der operationalen Risiken

Nach Farny (2000) umfassen die Betriebskosten eines Versicherungsunternehmens *„die Kosten aller Arbeits- und Dienstleistungen (oft als „persönliche Kosten“ bezeichnet), ferner der materiellen Betriebsmittel und der Hilfs- und Betriebsstoffe („sachliche Kosten“) sowie schließlich die Zinsen auf das in realen Produktionsfaktoren investierte Kapital*“.[33] Da das von uns vorgeschlage-

---

[31] Das Anlagevermögen des Versicherers aufgrund nicht-versicherungstechnischer Fremdkapitalposten auch höher sein als die Summe aus Eigenkapital und Prämieneinzahlungen. Da ein Teil des Kapitals des Versicherers in der Betriebs- und Geschäftsausstattung gebunden ist und somit nicht am Kapitalmarkt angelegt wird, kann auch $V_{\tau-1} < Ek_{\tau-1} + P_{\tau-1}$ gelten.

[32] Gemäß (22) wird angenommen, dass eine in τ gewählte Anlagestruktur bis zum Zeitpunkt $\tau + 1$ beibehalten wird (statische Asset Allocation).

[33] Farny (2000), S. 573 f.

ne Solvenzmodell ausschließlich auf Zahlungsgrößen basiert, bezieht sich die Variable B_τ aus Formel (13) lediglich auf diejenigen Betriebskosten, die zu den verschiedenen Zeitpunkten τ auszahlungswirksam werden. Zwar muss grundsätzlich angenommen werden, dass Betriebskosten zumindest für die weiter in der Zukunft liegenden Zeitpunkte zufallsabhängige Größen sind. Für die im nachfolgenden Kapitel vorgenommenen Beispielrechnungen wird jedoch vereinfachend von rein deterministischen Auszahlungsfolgen ausgegangen.

Unter operationalen Risiken versteht man die Gefahr von unmittelbaren oder mittelbaren Verlusten eines Unternehmens, die infolge der Unangemessenheit oder des Versagens von internen Prozessen, Menschen, Systemen oder von externen Ereignissen eintreten können.[34] Betrachten wir hierzu zunächst die Erfassung von operationalen Risiken gemäß „Basel II" für den Bankenbereich.[35] In Abhängigkeit des Entwicklungsstands ihres (internen) Risikomanagementsystems können Banken zwischen drei unterschiedlichen Berechnungsansätzen auswählen: 1. dem „Basisindikatoransatz", 2. dem „Standardansatz" und 3. den „ambitionierten Messansätzen (AMA)". Im „Basisindikatoransatz" ergibt sich der Eigenmittelbedarf durch Multiplikation des durchschnittlichen jährlichen Bruttoertrags der letzten drei Jahre mit 0,15. Im „Standardansatz" sind – in Abhängigkeit vom Geschäftsfeld – zwischen 12 % und 18 % der Bruttoerträge als Eigenmittel für operationale Risiken vorzuhalten. In „ambitionierten Messansätzen" erfolgt die Berechnung der Eigenmittelanforderungen für operationale Risiken mit Hilfe von Verlustdatenbanken, die auf Basis der individuellen Schadenerfahrung der Bank erstellt werden sollen. Die Aufsicht macht dabei keine konkreten Vorschriften hinsichtlich des zu verwendenden Berechnungsansatzes, stellt aber zahlreiche qualitative und quantitative Anforderungen an die betreffenden Banken und an deren Risikomesssysteme. Anzumerken gilt, dass die Sammlung sogenannter Verlustdaten aufgrund operationaler Risiken nicht nur für Banken, die den AMA-Ansatz wählen, gefordert wird, sondern auch für die Unternehmen, die sich für den Standardansatz entschieden haben.

---

[34] Vgl. Basler Ausschuss für Bankenaufsicht (2004), S. 137.

[35] Vgl. Basler Ausschuss für Bankenaufsicht (2004), S. 137 ff.

Die Verfügbarkeit von Verlustdatenbanken stellt eine Voraussetzung für den Einsatz der quantitativen Methoden des Managements operationaler Risiken dar. Für den Versicherungsbereich sind nach unserem Kenntnisstand zurzeit empirisch fundierte Informationen über das Ausmaß operationaler Risiken nur sehr eingeschränkt verfügbar. Solange solche Informationen noch nicht erhältlich sind, wird man sich mit einer pauschalen Modellierung dieser Risikoquelle sowie mit der Aufforderung zum Aufbau entsprechender Statistiken begnügen müssen. Im Zusammenhang mit dem Aufbau von Verlustdatenbanken muss jedoch frühzeitig eine präzise Definition von operationalen Risiken festgelegt und damit die Abgrenzung von anderen Risikoarten geleistet werden. Als pauschale Modellierung operationaler Risiken wird für die folgenden Beispielrechnungen – in Anlehnung an den Standard- bzw. Basisindikatoransatz gemäß Basel II – von einem funktionalen Zusammenhang zwischen dem Umsatz des Versicherers (gemessen anhand der Prämieneinzahlungen) und den operationalen Risiken ausgegangen.

- Modellierung der Abhängigkeitsstrukturen zwischen den Zufallsvariablen

Ein grundlegendes Problem bei der Bestimmung des Eigenkapitals in Formel (12) besteht darin, dass die Verteilung von Ek_τ durch die Vorgabe von Verteilungsfunktionen für die einzelnen Inputfaktoren und des (Pearson'schen) Korrelationskoeffizienten ρ (noch) nicht ausreichend bestimmt ist.[36] Diese Problematik kann allerdings durch die Darstellungen der Abhängigkeitsstrukturen über sogenannte Copulas beseitigt werden.[37] In den Beispielrechnungen in Abschnitt 2.2.2 werden die Interdependenzen zwischen den Inputgrößen des Modells durch das Konzept der Normal-Copula spezifiziert. Zur Generierung der gemeinsamen Verteilungsfunktion für Ek_τ werden wir dabei auf den in Iman / Conover (1982) vorgeschlagenen Simulationsalgorithmus zurückgrei-

---

[36] Vgl. grundlegend Embrechts / McNeil / Straumann (2002), S. 176 ff.

[37] Zur formalen Definition von Copulas vgl. grundlegend Embrechts / McNeil / Straumann (2002), S. 180 ff.

fen.[38] Diese Vorgehensweise führt bei Vorgabe der zugrundeliegenden univariaten Verteilungen und den dazugehörigen Spearman'schen Rangkorrelationskoeffizienten ρ_S zu einer eindeutigen Spezifizierung der gemeinsamen Verteilungsfunktion.[39] Da die Normal-Copula auf der Abhängigkeitsstruktur der multivariaten Normalverteilung basiert, beschränken wir uns insofern auf die Modellierung linearer Abhängigkeiten.[40]

- Verwendete Risikomaße

In den folgenden Beispielrechnungen werden drei Risikomaße ausgewertet: a) die Ruinwahrscheinlichkeit, b) der „Tail-Value-at-Risk" und c) das „Expected Policyholder Deficit".

Zu a): Die Ruinwahrscheinlichkeit ist in dem von uns betrachteten Mehrperiodenkontext definiert als

(23) $\psi(T) := \psi_{T_1} = \Pr(t < T)$,

wobei $t = \inf\{\tau \geq 0; Ek_\tau < 0\}$ mit $\tau = 1, 2, ..., T$ denjenigen Zeitpunkt kennzeichnet, an dem das Eigenkapital erstmals negativ wird (sogenannte Stoppzeit).[41]

Zu b): Der Tail-Value-at-Risk einer (stetigen) Zufallsvariable X ist im einperiodigen Kontext definiert als[42]

---

38 Für eine detaillierte Darstellung der Zusammenhänge vgl. Embrechts / McNeil / Straumann (2002), S. 225 ff.

39 Vgl. Embrechts / McNeil / Straumann (2002), S. 212.

40 Zur Modellierung asymptotischer Abhängigkeitsstrukturen sei wieder auf Embrechts / McNeil / Straumann (2002), S. 181 ff. verwiesen.

41 Vgl. z.B. Heilmann (1988), S. 246 f.

42 Vgl. aktuell Koryciorz (2004), S. 61 sowie S. 74 und die dort angegebenen Primärquellen.

$$(24)\quad \mathrm{TV}(X) = E\left[X \middle| X \geq \mathrm{VaR}(X)\right]$$

$$= \mathrm{VaR}(X) + E\left[X - \mathrm{VaR}(X) \middle| X \geq \mathrm{VaR}(X)\right].$$

Dabei bezeichnet $\mathrm{VaR}(X)$ den Value-at-Risk von X zum Konfidenzniveau $1-\varepsilon$. Da der für uns relevante Value-at-Risk den Wert Null besitzt und wir an einer Auswertung der Fälle interessiert sind, bei denen das Eigenkapital negativ wird, gilt nun

$$(25)\quad \mathrm{TV}(Ek_1) = E\left[0 - Ek_1 \middle| Ek_1 < 0\right].$$

Der Tail-Value-at-Risk errechnet sich demnach als erwartete Überschuldungshöhe im Falle einer tatsächlich eingetretenen Überschuldung.[43] Im Mehrperiodenkontext kann dann durch eine (risikoneutrale) Barwertbildung der auf den Gegenwartszeitpunkt bezogene (bedingte) Finanzierungsbedarf für den Betrachtungszeitraum (0,T) gebildet werden, formal:

$$(26)\quad \mathrm{TV}(T) = \sum_{\tau=1}^{T} E\left[0 - Ek_\tau \middle| Ek_\tau < 0\right] \cdot \exp\left(-r_{f,\tau} \cdot \tau\right),$$

wobei r_f den (zeitstetigen) sicheren Zinssatz bezeichnet.

Zu c): In enger Beziehung zu Formel (26) kann der Barwert des Expected Policyholder Deficit[44] wie folgt beschrieben werden:[45]

$$(27)\quad \mathrm{EPD}(T) = \sum_{\tau=1}^{T} E\left[\max\left(0 - Ek_\tau\right)\right] \cdot \exp\left(-r_{f,\tau} \cdot \tau\right).$$

---

[43] Für stetige Zufallsvariablen entspricht der Tail-Value-at-Risk dem „Expected Shortfall" (vgl. Koryciorz (2004), S. 61). Der Tail-Value-at-Risk wird häufig auch als Conditional-Value-at-Risk bezeichnet.

[44] Vgl. zum Expected Policyholder Deficit insbesondere Butsic (1994), Barth (2000) und Wang (1998).

[45] Der Barwert des Expected Policyholder Deficit wird auch als Barwert der Insolvency Put Option (IPO-Value) oder als Barwert der Default Put Option (DPO-Value) bezeichnet.

Im Unterschied zu Beziehung (26) gehen in die Erwartungswertbildung nun sowohl die Ruinzustände als auch die solventen Zustände des Unternehmens (mit dem Wert Null) ein.

2.2.2 BEISPIELRECHNUNGEN

- Darstellung der Inputdaten

Die Wirkungsweise des Modellansatzes aus Abschnitt 2.2.1 kann leider nicht anhand tatsächlicher Parameter eines Schaden-Unfallversicherungsunternehmens darstellt werden, da uns entsprechende Daten nicht zugänglich sind. Trotzdem sind wir der Meinung, dass die vorliegenden Simulationsrechnungen bereits einen deutlichen Einblick in die grundsätzliche Vorgehensweise ermöglichen und auch Wege aufgezeigt werden können, wie unterschiedliche Umweltszenarien definiert und in ihrer Wirkung auf die Solvenz eines Versicherers getestet werden können.

Gegeben seien zunächst die folgenden Daten:

- Zeitindex: $\tau = 1, 2, ..., T$. Dabei steht T für den Betrachtungszeitraum in Jahren.
- Eigenkapital EK_0: 20.
- Prämieneinzahlungen für eigene Rechnung $P_{\tau-1}$: 100 (für alle τ).
- Logarithmisch normalverteilte Schadenauszahlungen für eigene Rechnung mit $E(S_\tau) = 85$ und $Std(S_\tau) = 8{,}5$.
- Auszahlungswirksame Betriebskosten B_τ: 5.
- Operationale Risiken O_τ mit $O_\tau = H_\tau \cdot P_\tau$. H_τ ist dabei logarithmisch normalverteilt mit $E(H_\tau) = 0{,}01$ und $Std(H_\tau) = 0{,}03$.
- Steuersatz θ_τ: 0,25.
- Ausschüttungsquote ω_τ: 0,5.
- Zeitstetiger sicherer Zinssatz[46] r_f: 0,0446.

---

[46] Als Schätzung für r_f wurde die durchschnittliche Verzinsung deutscher Staatsanleihen mit neun- bis zehnjähriger Laufzeit von November 1999 bis November 2004 herangezogen;

- Alle Zufallsvariablen sind zueinander unkorreliert und es bestehen auch keine Autokorrelationsbeziehungen (jeweils gemessen anhand des Spearman'schen Rangkorrelationskoeffizienten ρ_S).

Für die Modellierung der Kapitalanlage sollen in einem ersten Schritt repräsentative Stellvertreter für die Performance der einzelnen Anlageklassen festgelegt werden. Auf dieser Basis kann in einem zweiten Schritt in Abhängigkeit der gewählten Asset-Allocation die (pfadabhängige) Entwicklung des Vermögens des Versicherers dargestellt werden. Nach Sharpe (1992) sollten Assetklassen drei Kriterien erfüllen:[47]

- Jede Anlageform sollte nur in einer Assetklasse vorkommen.
- Die einzelnen Assetklassen sollten so viele Anlagen wie möglich beinhalten, um so eine weitgehende Diversifikation systematischer Risiken innerhalb der Assetklasse zu gewährleisten.
- Die Renditen der einzelnen Assetklassen sollten sich voneinander unterscheiden, d.h. sie sollten geringe Korrelationsbeziehungen zueinander aufweisen und/oder unterschiedliche Standardabweichungen besitzen.

Im Rahmen der folgenden Modellrechnungen werden vier Anlageklassen unterschieden: Aktien, Rentenpapiere, Geldmarkt und Immobilien. Für die Auswahl repräsentativer Indizes stehen drei Kriterien im Vordergrund: eine möglichst einheitliche Berechnung für alle Märkte, möglichst weit zurückreichende Indexdaten, sowie die Verfügbarkeit von Performanceindizes.[48] Um diesen Kriterien gerecht zu werden, sollen für die folgenden Beispielrechnungen die folgenden Repräsentanten herangezogen werden:

- Für den Aktienmarkt: DAX (Deutscher Aktienmarktindex).
- Für den Rentenmarkt: REXP (Deutscher Renten-Performanceindex).

---

vgl. hierzu die Zeitreihe WU8612 in der Zeitreihen-Datenbank der Deutschen Bundesbank unter www.bundesbank.de.

[47] Vgl. Sharpe (1992), S. 8.

[48] Vgl. z.B. Braun (1990), S. 529.

- Für den Geldmarkt: Geldmarktsätze am Frankfurter Bankenplatz (dabei erfolgt eine Gleichgewichtung aus Tages-, Monats-, Dreimonats- und Sechsmonatsgeld).
- Für den Bereich der Immobilien: Performance des hausInvest europa (größter deutscher offener Immobilienfonds, herausgegeben von der Commerz Grundbesitz-Investmentgesellschaft mbH).[49]

Sicherlich kann die Darstellung der Risikoallokationsmöglichkeiten am Kapitalmarkt durch vier Anlageklassen die tatsächlichen Gegebenheiten nur unvollständig abbilden. So investieren bspw. Versicherungsunternehmen im Rahmen ihres Aktieninvestments nicht nur in DAX-Werte. Des Weiteren besitzen traditionell Schuldscheindarlehen bei der Kapitalanlage von Versicherungsunternehmen eine große Bedeutung.[50] Die geringe Fungibilität von Schuldscheindarlehen führt im Allgemeinen zu Renditeaufschlägen in Höhe von 0,25 bis 0,5 Prozentpunkte gegenüber den an Börsen gehandelten Staatsanleihen bzw. Unternehmensanleihen.[51] Insofern kann die Anlage von Schuldscheindarlehen nur grob über die Performance des REXP abgebildet werden. Trotz dieser Argumente halten wir unsere Vorgehensweise als erste Näherung zur Abschätzung der Allokationsmöglichkeiten am Kapitalmarkt für vertretbar.

Für die Schätzung der Performance der betrachteten Anlageklassen wurde ein Betrachtungszeitraum vom 01.02.1991 bis zum 02.01.2004 herangezogen. Dabei lagen die Daten der monatlichen Wertveränderungen vor. Auf dieser Basis konnten die folgenden erwarteten Einjahres-Renditen und Standardabweichungen (Tabelle 1) sowie die Korrelationsbeziehungen (gemessen anhand des Spearman'schen Rangkorrelationskoeffizienten) zwischen den Anlageklassen (Tabelle 2) ermittelt werden.

---

[49] Bei der Performanceberechnung wurde davon ausgegangen, dass die anfallenden jährlichen Ausschüttungen sofort wieder in den hausInvest Immobilienfonds investiert werden.

[50] Bei Schuldscheindarlehen handelt es sich um „*...individuelle und nichttypisierte Verträge, die nicht an der Börse gehandelt werden*"; vgl. Schierenbeck / Hölscher (1998), S. 389.

[51] Vgl. Schierenbeck / Hölscher (1998), S. 389 f.

Tabelle 1: Erwartete zeitstetige Einjahresrenditen $E[r_i]$ und Standardabweichungen $\sigma[r_i]$ der betrachteten Anlageklassen (AK)

	AK 1: DAX	AK 2: REXP	AK 3: Geldmarkt	AK 4: hausInvest europa
$E[r_i]$	8,018 %	7,442 %	4,779 %	5,893 %
$\sigma[r_i]$	23,631 %	3,448 %	0,657 %	0,963 %

Tabelle 2: Korrelationsbeziehungen (gemessen anhand des Spearman'schen Rangkorrelationskoeffizienten) zwischen den zeitstetigen Einperiodenrenditen der Anlageklassen (AK)

	AK 1	AK 2	AK 3	AK 4
AK 1	1,000	-0,093	-0,035	-0,026
AK 2	-0,093	1,000	0,208	0,290
AK 3	-0,035	0,208	1,000	0,481
AK 4	-0,026	0,290	0,481	1,000

Für die weiterführenden Überlegungen wird davon ausgegangen, dass der Versicherer im Rahmen seiner Asset Allocation-Entscheidung gemäß dem (statischen) Portfolio-Optimierungsansatz von Markowitz vorgeht.[52] Nach Vorgabe eines Mindestwertes M für die erwartete Portfoliorendite wird diejenige Portfoliozusammensetzung gesucht, die die Standardabweichung des Portfolios minimiert:[53]

$$(28)\quad \sigma\left[r_\tau\right] = \sigma\left(\ln\left[\sum_{i=1}^{k} \alpha_{i,\tau} \cdot \exp(r_{i,\tau})\right]\right) \to \min_{\alpha}$$

[52] Vgl. grundlegend Markowitz (1952).

[53] Die für den Portfolio-Optimierungsansatz von Markowitz übliche Notation bezieht sich auf eine Verwendung von zeitdiskreten Renditen. Demnach können entweder die von uns verwendeten stetigen Renditen r_i in diskrete Renditen umgerechnet werden oder es kommt der leicht modifizierte Optimierungsansatz aus Formel (28)-(31) zum Einsatz. Vgl. hierzu Podding / Dichtl / Petersmeier (2003), S. 151 f.

unter den Nebenbedingungen

(29) $E\left[r_{\tau}\right] = E\left(\ln\left[\sum_{i=1}^{k} \alpha_{i,\tau} \cdot \exp(r_{i,\tau})\right]\right) \geq M\,;$

(30) $\sum_{i=1}^{k} \alpha_{i,\tau} = 1\,;$

(31) $\alpha_{i,\tau} \geq 0$ (für alle i).

Durch Variation der Erwartungswertvorgabe M erhält man einen funktionalen Zusammenhang für die mit Hilfe der vorhandenen Asset-Klassen darstellbaren $E\left[r_{\tau}\right]/\sigma\left[r_{\tau}\right]$-effizienten Portfolios („Markowitz-Eierschale“).[54] Tabelle 3 gibt einen Überblick über vier effiziente Portfolios unter Berücksichtigung der Leerverkaufsrestriktion aus Beziehung (31).

Tabelle 3: Effiziente Portfolios im Sinne von Markowitz[55]

	Portfolio 1	Portfolio 2	Portfolio 3	Portfolio 4
$E[r_{\tau}]$	5,000 %	6,000 %	7,000 %	7,644 %
$\sigma[r_{\tau}]$	0,693 %	0,982 %	2,453 %	8,368 %
$\alpha_{1,\tau}$	0,002	0,606	0,029	0,350
$\alpha_{2,\tau}$	0,000	0,077	0,674	0,650
$\alpha_{3,\tau}$	0,806	0,023	0,000	0,000
$\alpha_{4,\tau}$	0,192	0,895	0,298	0,000

54 Vgl. hierzu z.B. Spremann (2003), S. 192.

55 In Zusammenhang mit dem Kapitalanlageportfolio 4 ist anzumerken, dass eine über 35 %-ige Aktienquote für das Anlagevermögen des Versicherers zwar grundsätzlich möglich (die 35 %-Restriktion gemäß § 1 I Nr. 13 Anlageverordnung gilt nur für das gebundene Vermögen deutscher Erstversicherungsunternehmen im Sinne des § 1 II VAG), tatsächlich aber kaum anzutreffen ist.

Die in Tabelle 3 aufgeführten Portfoliorenditen können nun mit $R_\tau = \exp(r_\tau)$ zur Spezifizierung der geometrisch Brown'schen Bewegung (vgl. Formel (21)) herangezogen werden.

- Ausgewählte Ergebnisse

In einem ersten Szenario – nachfolgend als Basisszenario bezeichnet – werden die am Anfang des Kapitels 2.2.2 aufgeführten Daten mit dem Kapitalanlage-portfolio 1 aus Tabelle 3 herangezogen.[56] Nach 500.000 Iterationen einer Latin-Hypercube-Simulation erhält man die in Tabelle 4 angeführten Ergebnisse.[57]

Tabelle 4: Ergebnisse des Basisszenarios (Verwendung des Kapitalanlageportfolios 1)

	T = 1	T = 3	T = 5	T = 7	T = 9	T = 11	T = 13	T = 15
$E[Ek_T]$	23,6	30,9	38,5	46,2	54,2	62,4	70,8	79,4
$\sigma[Ek_T]$	3,5	5,4	7,1	8,6	9,9	11,3	12,5	13,8
$\psi(T)$	0,1372 %	0,3358 %	0,4594 %	0,5392 %	0,5972 %	0,6378 %	0,6690 %	0,6920 %
TV(T)	17,7	53,3	93,8	137,0	179,4	224,2	267,6	309,6
EPD(T)	0,0243	0,0597	0,0846	0,1019	0,1141	0,1232	0,1299	0,1347

Zur Notation: Ek bezeichnet das Eigenkapital des Versicherers; T den Betrachtungszeitraum in Jahren, ψ die Ruinwahrscheinlichkeit, TV den Tail-Value-at-Risk und EPD das Expected Policyholder Deficit

Gemäß Tabelle 4 nimmt der Erwartungswert des Eigenkapitals im Zeitablauf zu, d.h. der Prozess besitzt im Rahmen der gewählten Parameter einen positiven Drift. Die Ruinwahrscheinlichkeit nimmt gleichfalls für größere Zeiträume – wie alle anderen betrachteten Risikomaße auch – zu, bleibt aber selbst

[56] Drift und Volatilität der geometrisch Brown'schen Bewegung bleiben dabei im Zeitablauf konstant.

[57] Zur Latin-Hypercube-Simulationstechnik vgl. z.B. McKay / Conover / Beckman (1979), S. 239 ff. Um die verschiedenen Szenarien miteinander vergleichen zu können, wird in jedem Durchlauf auf die gleiche Folge von Zufallszahlen zurückgegriffen.

für den Fünfzehnjahreszeitraum auf niedrigem Niveau (im Durchschnitt wird nur eins von 145 Versicherungsunternehmen im Betrachtungszeitraum T = 15 überschuldet werden). In den folgenden Tabellen 5 bis 7 wird das Basisszenario insofern modifiziert, als nun die Kapitalanlageportfolios 2, 3 und 4 aus Tabelle 3 als Inputdaten herangezogen werden.

Tabelle 5: Modifikation des Basisszenarios durch Verwendung des Kapitalanlageportfolios 2 aus Tabelle 3

	T = 1	T = 3	T = 5	T = 7	T = 9	T = 11	T = 13	T = 15
$E[Ek_T]$	23,9	32,1	40,4	49,1	58,0	67,2	76,7	86,5
$\sigma[Ek_T]$	3,4	5,3	6,9	8,4	9,7	11,1	12,3	13,6
$\psi(T)$	0,1212 %	0,2866 %	0,3880 %	0,4522 %	0,4974 %	0,5302 %	0,5534 %	0,5698 %
TV(T)	18,8	57,9	102,4	150,0	196,9	244,0	292,7	341,5
EPD(T)	0,0228	0,0551	0,0777	0,0930	0,1036	0,1113	0,1169	0,1209

Tabelle 6: Modifikation des Basisszenarios durch Verwendung des Kapitalanlageportfolios 3 aus Tabelle 3

	T = 1	T = 3	T = 5	T = 7	T = 9	T = 11	T = 13	T = 15
$E[Ek_T]$	24,3	33,1	42,3	51,8	61,7	72,0	82,6	93,6
$\sigma[Ek_T]$	3,4	5,4	7,1	8,7	10,1	11,6	13,0	14,4
$\psi(T)$	0,1144 %	0,2640 %	0,3498 %	0,4058 %	0,4446 %	0,4712 %	0,4890 %	0,5018 %
TV(T)	19,1	59,7	108,3	157,2	205,6	256,3	311,0	365,0
EPD(T)	0,0219	0,0522	0,0730	0,0867	0,0961	0,1028	0,1077	0,1112

Tabelle 7: Modifikation des Basisszenarios durch Verwendung des Kapitalanlageportfolios 4 aus Tabelle 3

	T = 1	T = 3	T = 5	T = 7	T = 9	T = 11	T = 13	T = 15
$E[Ek_T]$	24,3	33,2	42,4	51,8	61,6	71,8	82,3	93,1
$\sigma[Ek_T]$	5,1	8,7	11,8	14,7	17,5	20,4	23,2	26,1
$\psi(T)$	0,3630 %	0,8242 %	1,0788 %	1,2222 %	1,3060 %	1,3620 %	1,3964 %	1,4204 %
TV(T)	9,3	28,9	51,8	76,6	104,8	134,9	168,6	202,8
EPD(T)	0,034	0,079	0,108	0,126	0,137	0,146	0,151	0,155

Anhand der in Tabelle 4 bis 7 dargestellten Beispielrechnungen können einige interessante Ergebnisse festgehalten werden:

- Der Erwartungswert von Ek nimmt nicht zwangsläufig durch die Wahl eines Kapitalanlageportfolios mit höherer erwarteter Rendite zu (vgl. hierzu Tabelle 6 und 7).
- Kapitalanlageportfolio 3 liefert – trotz deutlich höherer Standardabweichung der Rendite als Kapitalanlageportfolio 1 und 2 – die geringsten Ruinwahrscheinlichkeiten.
- Kapitalanlageportfolio 4 führt zu den höchsten Ruinwahrscheinlichkeiten des Versicherungsunternehmens; gleiches gilt für den Barwert des Expected Policyholder Deficit. Das Risikomaß TV(T) besitzt jedoch die geringsten Werte aller bisherigen Beispielrechnungen.
- Die Ergebnisse für alle betrachteten Risikomaße verändern sich bei alternativer Verwendung der Kapitalanlageportfolios 1, 2 oder 3 nicht erheblich.

Ein wesentlicher Vorteil der verwendeten Simulationstechnik besteht darin, bestimmte Strategien des Versicherungsmanagements in die Betrachtung zu integrieren, um ihre Wirkung auf die Risikosituation des Unternehmens beurteilen zu können. In der folgenden Beispielrechnung werden grundsätzlich die Inputdaten für die Berechnung von Tabelle 7 herangezogen (Basisszenario unter Verwendung des Kapitalanlageportfolios 4); allerdings wird in Fällen, in denen das Eigenkapital unter 15 fällt, als „Gegensteuerungsmaßnahme“ in das risikoärmere Kapitalanlageportfolio 3 gewechselt. Dabei ergeben sich die in Tabelle 8 angeführten Werte.

Tabelle 8: Modifikation des Basisszenarios durch eine flexible Kapitalanlagestrategie (Wechsel von Kapitalanlageportfolio 4 zu Kapitalanlageportfolio 3 falls $Ek_\tau < 15$ ist)

	T = 1	T = 3	T = 5	T = 7	T = 9	T = 11	T = 13	T = 15
$E[Ek_T]$	24,3	33,2	42,4	51,9	61,7	71,8	82,3	93,2
$\sigma[Ek_T]$	5,1	8,6	11,7	14,5	17,4	20,2	22,9	25,7
$\psi(T)$	0,3630 %	0,7320 %	0,9034 %	1,0224 %	1,0880 %	1,1340 %	1,1650 %	1,1814 %
TV(T)	9,3	32,0	59,7	88,6	125,1	158,6	193,8	238,3
EPD(T)	0,034	0,074	0,098	0,115	0,127	0,135	0,140	0,144

Gegenüber den in Tabelle 7 aufgeführten Ergebnissen zeigen sich beim Erwartungswert von Ek keine wesentlichen Änderungen; die Standardabweichung $\sigma[Ek_T]$ nimmt – insbesondere für lange Betrachtungszeiträume – leicht ab. Die dargestellte Wechselstrategie führt des Weiteren zu einer leichten Reduktion der Ruinwahrscheinlichkeit und des EPD(T). Insgesamt sind die Effekte auf den Prozess von Ek durch die angesprochene „Gegensteuerungsmaßnahme“ aber als gering zu bezeichnen.

In den folgenden Szenarien wollen wir die Effekte, die sich durch eine Variation der Prämieneinzahlungen ergeben, auf das Sicherheitsniveau des Versicherers untersuchen. Grundsätzlich kann davon ausgegangen werden, dass die Zahlungsbereitschaft der Versicherungsnehmer abnehmen wird, sobald diese von einer verschlechterten Solvabilität des Versicherungsunternehmens (z.B. über Ratings) Kenntnis erlangen. In dem sich anschließenden Szenario reduzieren sich die Prämieneinzahlungen in τ von 100 auf 95, falls das Eigenkapital in $\tau-1$ unter 15 gefallen ist. Fällt das Eigenkapital zum Zeitpunkt $\tau-1$ unter 10, sind nur noch Prämieneinzahlungen P_τ in Höhe des Erwartungsschadens ($E(S_\tau)=85$) erzielbar. Den Berechnungen aus Tabelle 9 liegt dabei das Kapitalanlageportfolio 3 zugrunde.

Tabelle 9: Modifikation des Basisszenarios durch Verwendung des Kapitalanlageportfolios 3 aus Tabelle 3 und variabler Prämieneinzahlungen

	T = 1	T = 3	T = 5	T = 7	T = 9	T = 11	T = 13	T = 15
$E[Ek_T]$	24,3	33,1	42,2	51,6	61,4	71,6	82,2	93,2
$\sigma[Ek_T]$	3,4	5,7	7,7	9,4	11,1	12,7	14,4	16,0
$\psi(T)$	0,1144 %	0,4542 %	0,7046 %	0,8714 %	0,9736 %	1,0326 %	1,0728 %	1,0962 %
TV(T)	19,1	43,1	66,0	88,6	112,3	139,1	167,3	200,0
EPD(T)	0,0219	0,0626	0,0912	0,1102	0,1222	0,1301	0,1358	0,1396

Gegenüber der in Tabelle 6 dargestellten Situation ergeben sich etwas geringere Werte für $E[Ek_T]$, aber deutlich höhere Ergebnisse für $\sigma[Ek_T]$. Die Ruinwahrscheinlichkeit hat sich deutlich vergrößert und nimmt im Vergleich zur Situation ohne Reaktion der Prämienzahlungsbereitschaft der Versicherungsnehmer auf das veränderte Sicherheitsniveau des Versicherers für längere Zeiträume rund doppelt so hohe Werte an. Das EPD(T) hat hingegen nur leicht zugenommen.

Die Abhängigkeitsstrukturen zwischen den Zufallsvariablen üben grundsätzlich einen erheblichen Einfluss auf die Risikosituation des Versicherers aus. In dem von uns gewählten Ansatz finden (ausschließlich) lineare Abhängigkeiten (gemessen anhand des Spearman’schen Rangkorrelationskoeffizienten ρ_S) Berücksichtigung. Dabei gilt anzumerken, dass die Korrelationsbeziehungen zwischen den Zufallsgrößen nicht (völlig) frei wählbar sind, d.h. bestimmte Vorgaben für den Spearman’schen Rangkorrelationskoeffizienten sind nicht zulässig.[58] In der folgenden Beispielrechnung wird von einer leicht positiven Autokorrelation der Schäden ($\rho_S[S_\tau, S_{\tau+1}] = 0,1$ (mit $\tau = 1,..,T-1$)) und einer leicht negativen Korrelation zwischen den Schäden und den Renditen der Kapitalanlageseite ($\rho_S[\exp(r_\tau), S_\tau] = -0,1$ (mit $\tau = 1,..,T$)) ausgegangen („Korrelationsszenario I“). Beide Annahmen führen grundsätzlich zu einer Verschlech-

[58] Die zugrundeliegende Korrelationsmatrix (auf Basis des Pearson’schen Korrelationskoeffizienten) muss eine positiv semidefinite Matrix sein (vgl. hierzu z.B. Takayama (1985), S. 120 ff.). Zum Zusammenhang zwischen Spearman’schen und Pearson’schen Korrelationsmatrizen vgl. Embrechts / McNeil / Straumann (2002), S. 225 f.

terung der Risikosituation des Unternehmens. Insgesamt ergeben sich die in Tabelle 10 aufgeführten Resultate, wobei für die Modellierung der Kapitalanlageperformance wieder das Portfolio 3 zur Berechnung herangezogen wurde.

Tabelle 10: Modifikation des Basisszenarios durch Verwendung des Kapitalanlageportfolios 3 aus Tabelle 3 und des Korrelationsszenarios I

	T = 1	T = 3	T = 5	T = 7	T = 9	T = 11	T = 13	T = 15
$E[Ek_T]$	24,3	33,1	42,2	51,7	61,6	71,8	82,5	93,5
$\sigma[Ek_T]$	3,5	6,1	8,8	11,4	14,1	16,8	19,7	22,7
$\psi(T)$	0,1236 %	0,3156 %	0,4436 %	0,5336 %	0,6012 %	0,6522%	0,6902 %	0,7160 %
TV(T)	18,0	51,7	87,4	122,2	154,4	186,6	218,7	250,8
EPD(T)	0,0222	0,0546	0,0775	0,0933	0,1041	0,1123	0,1184	0,1225

Während sich der Drift des Prozesses gegenüber der in Tabelle 6 beschriebenen Situation ohne Korrelationsbeziehungen kaum verändert, hat die Standardabweichung von Ek_T massiv zugenommen. Entsprechend bewegt sich nun auch die Ruinwahrscheinlichkeit und das EPD(T) auf (leicht) höherem Niveau. Das Risikomaß TV(T) nimmt hingegen durchweg geringere Werte an.

Abschließend wollen wir wieder die Gegebenheiten aus Tabelle 6 heranziehen (Basisszenario unter Verwendung des Kapitalanlageportfolios 3), gehen aber von massiven (Auto-)Korrelationsbeziehungen aus („Korrelationsszenario II“). Konkret werden für die Autokorrelationen der Wert $\rho_s[S_\tau, S_{\tau+1}] = 0{,}6$ (mit $\tau = 1,..,T-1$) herangezogen; für die Korrelationsbeziehungen zwischen den Schäden und den Renditen der Kapitalanlageseite sei von $\rho_s[\exp(r_\tau), S_\tau] = -0{,}2$ (mit $\tau = 1,..,T$) ausgegangen. Erwartungsgemäß erhalten wir ein drastisch verschlechtertes Sicherheitsniveau für das betrachtete Versicherungsunternehmen.

Tabelle 11: Modifikation des Basisszenarios durch Verwendung des Kapitalanlageportfolios 3 aus Tabelle 3 und des Korrelationsszenarios II

	T = 1	T = 3	T = 5	T = 7	T = 9	T = 11	T = 13	T = 15
$E[Ek_T]$	24,1	32,9	42,2	51,9	62,1	72,7	83,8	95,3
$\sigma[Ek_T]$	5,7	11,9	17,9	24,1	30,7	37,6	44,8	52,5
$\psi(T)$	0,6112 %	2,5642 %	4,2254 %	5,5256 %	6,5360 %	7,2990 %	7,9316 %	8,4420 %
TV(T)	7,9	22,2	35,0	46,5	56,7	66,6	75,3	83,5
EPD(T)	0,0481	0,1879	0,2942	0,3691	0,4208	0,4587	0,4863	0,5071

Im Vergleich zur Tabelle 6 erhält man z.B. für den fünfzehnjährigen Zeitraum eine um rund das siebzehnfache gestiegene Ruinwahrscheinlichkeit. Auch das EPD ist um rund das doppelte (T = 1) bzw. auf rund das fünffache Niveau (T = 15) gestiegen. Die in Tabelle 11 dargestellte Beispielrechnung verdeutlicht nochmals den großen Einfluss von Korrelationsbeziehungen auf die Solvenz des Versicherers.

3. ZUSAMMENFASSUNG UND AUSBLICK

Im Rahmen der Neugestaltung der Eigenkapitalanforderungen von Versicherungsunternehmen („Solvency II"-Projekt) ist ein zweistufiges Konzept vorgesehen: Neben der Definition eines Mindesteigenkapitals (*safety net*) soll auch ein Zielkapital (*target capital*) für Versicherungsunternehmen bestimmt werden. Dabei wird es Versicherern zur Ableitung des „target capital" erlaubt sein, interne Risikosteuerungsmodelle heranzuziehen, soweit diese von der jeweiligen Aufsichtsbehörde akkreditiert worden sind.

Im vorliegenden Beitrag wurde ein Vorschlag unterbreitet, wie ein internes Risikosteuerungsmodell im Sinne des Solvency II-Konzepts ausgestaltet sein könnte. Dabei handelt es sich um ein Simulationsmodell für Schaden-/Unfallversicherungsunternehmen, welches – dem Konzept der "Dynamic Financial Analysis" (DFA) folgend – auf einer Betrachtung von Zahlungsströmen basiert.

Für die Ausgestaltung interner Risikosteuerungsmodelle unter Solvency II werden die grundlegenden Akkreditierungsbedingungen, die von den EU-Aufsichtsbehörden festzulegen sind, von zentraler Bedeutung sein. Die Akkreditierungsvoraussetzungen sollten sich dabei nicht nur auf die Ausgestaltung des internen Risikosteuerungsmodells und auf die heranzuziehenden Inputparameter beziehen, sondern auch die Installation des Modells als zentraler Bestandteil des Risikomanagementprozesses des Versicherers beinhalten. Nur so kann gewährleistet werden, dass die sich aus dem internen Risikosteuerungsmodell ergebenden Informationen bei der Festlegung der zukünftigen Unternehmenspolitik durch das Versicherungsmanagement angemessen berücksichtigt werden.

LITERATUR

Barth, M. (2000): A Comparison of Risk-Based Capital Standards Under the Expected Policyholder Deficit and the Probability of Ruin Approaches, in: The Journal of Risk and Insurance (67), S. 397-414.

Baseler Ausschuss für Bankenaufsicht (2004): International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: a Revised Framework, via Internet [mit Stand vom 25.2.2005]: www.bis.org/publ/bcbs107.htm.

Bittermann, L. (2004): Versicherungstechnik auf neue Beine stellen (I), in: Versicherungswirtschaft (59), S. 210-212.

Braun, R. (1990): Internationales Indexmanagement für Aktien, in: Österreichisches BankArchiv (38), S. 528-535.

Bühlmann, H. (1996): Mathematical Methods in Risk Theory, 2. Auflage, Berlin et al.

Butsic, R. (1994), Solvency Measurement for Property-Liability Risk-Based Capital Applications, in: Journal of Risk and Insurance (61), S. 656-690.

Cramér, H. (1955): Collective Risk Theory, A Survey from the Point of View of the Theory of Stochastic Processes, Skandia Jubilee Volume, Stockholm.

Daykin, C. D. / Pentikäinen, T. / Pesonen, M. (1994): Practical Risk Theory for Actuaries, London.

Embrechts, P. / McNeil, A. J. / Straumann, D. (2002): Correlation and Dependence in Risk Management: Properties and Pitfalls, in: M. A. Dempster (Hrsg.): Risk Management: Value at Risk and Beyond, Cambridge et al., S. 176-223.

Europäische Kommission (2002, Markt 2535/02): Considerations on the Design of a Future Prudential Supervisory System, Arbeitspapier der EU-Kommission vom 28.11.2002.

Europäische Kommission (2003, Markt 2509/03): Design of a Future Prudential Supervisory System in the EU – Recommendations by the Commission Services, Arbeitspapier der EU-Kommission vom 03.03.2003.

Europäische Kommission (2003 Markt 2539/03): Solvency II - Reflections on the General Outline of a Framework Directive and Mandates for Further Technical Work, Arbeitspapier der EU-Kommission vom 19.09.2003.

Europäische Kommission (2004, Markt 2543/04): Solvency II-Organisation of Work, Discussion on Pillar I Work Areas and Suggestions of Further Work on Pillar II for CEIOPS, Arbeitspapier der EU-Kommission vom 11.02.2004.

Farny, D. (2000): Versicherungsbetriebslehre, 3. Auflage, Karlsruhe.

Gräwert, A. / Stevens, A. / Tadros, R. (2003): Solvency II: Ein Regulierungsrahmen für risikobasiertes Kapital, in: Versicherungswirtschaft (58), S. 394-397.

Gründl, H. / Schmeiser, H. (2004): Solvency II und interne Risikosteuerungsmodelle, in: Versicherungswirtschaft (59), S. 473-474.

Hartung, T. / Helten, E. (2004): Modernisierung versicherungswirtschaftlicher Eigenkapitalnormen durch Solvency II, in: Finanz Betrieb (6), S. 293-303.

Heilmann, W.-R. (1988): Fundamentals of Risk Theory, Karlsruhe.

Hodes, D. / Feldblum, S. / Neghaiwi, A. (1999): The Financial Modeling of Property-Casualty Insurance Companies, in: North American Actuarial Journal (3), S. 41-69.

Hull, J. (2003): Options, Futures, and Other Derivates, 5. Auflage, Englewood Cliffs.

Iman R. L. / Conover, W. (1982): A Distribution-free Approach to Inducing Rang Correlation among Input Variables, in: Communications in Statistics – Simulation and Computation (11), S. 311-334.

KPMG (2002): Studie Solvency II, via Internet [mit Stand vom 25.2.2005]: www.kpmg.de/pdf/solvency_Complete_Report.pdf

Kaufmann, R. / Gadmer, A. / Klett, R. (2001): Introduction to Dynamic Financial Analysis, in: ASTIN Bulletin, (31), S. 213-249.

Knauth, K.-W. / Schubert, T. (2003): Versicherungsaufsicht vor Paradigmenwechsel, in: Versicherungswirtschaft (58), S. 902-907.

Koryciorz, S. (2004): Sicherheitskapitalbestimmung und -allokation in der Schadenversicherung: Eine risikotheoretische Analyse auf der Basis des Value-at-Risk und des Conditional Value-at-Risk, Karlsruhe.

Lowe, S. / Stanard, J. (1997): An Integrated Dynamic Financial Analysis and Decision Support System for a Property Catastrophe Reinsurer, in: ASTIN Bulletin (27), S. 339-371.

Markowitz, H. (1952): Portfolio Selection, in: Journal of Finance (7), S. 77-91.

McKay, M. / Conover, W. / Beckman, R. (1979): A Comparison of Three Methods for Selecting Values of Input Variables in the Analysis of Output from a Computer Code, in: Technometrics (21), S. 239-245.

Poddig, Th. / Dichtl, H. / Petersmeier, K. (2003): Statistik, Ökonometrie, Optimierung: Methoden und ihre praktischen Anwendungen in Finanzanalyse und Portfoliomanagement, 3. Auflage, Bad Soden/Taunus.

Schmeiser, H. (1997): Risikotheoretisch fundierte Ansätze zur Neugestaltung des Europäischen Solvabilitätssystems für Schadenversicherer, Karlsruhe.

Schmeiser, H. (2004 a): New Risk-Based Capital Standards in the European Union: A Proposal Based on Empirical Data, in: Risk Management & Insurance Review (7), S. 41-51.

Schmeiser, H. (2004 b): Interne Risikosteuerungsmodelle unter Solvency II, Arbeitspapier, Westfälische Wilhelms-Universität Münster, erscheint in: A. Wambach (Hrsg.): Regulierung von Versicherung: Solvency II und Vermittlerrichtlinie - Zweite Nürnberger Versicherungstag, Nürnberg.

Schradin, H. (1994): Erfolgsorientiertes Versicherungsmanagement: betriebswirtschaftliche Steuerungskonzepte auf risikotheoretischer Grundlage, Karlsruhe.

Schradin, H. (2003): Entwicklungen der Versicherungsaufsicht, in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft (92), S. 611-664.

Schradin (2004): Versicherungsmanagement unter dem Einfluß von Solvency II und internationaler Rechnungslegung, in: Österreichisches BankArchiv (52), S. 906-916.

Schröter, K.-J. (1995): Verfahren zur Approximation der Gesamtschadenverteilung, Karlsruhe.

Schubert, T. / Grießmann, G. (2003): Solvency II geht in die zweite Runde, in: Versicherungswirtschaft (58), S. 1789-1808.

Schubert, T. / Grießmann, G. (2004 a): Solvency II – Die EU treibt die zweite Phase des Projekts voran, in: Versicherungswirtschaft (59), S. 470-472 (erster Teil) und S. 738-739 (zweiter Teil).

Schubert, T. / Grießmann, G. (2004 b): Europa in Vorbereitung auf Solvency II, in: Versicherungswirtschaft (59), S. 1044-1046.

Schubert, T. / Grießmann, G. (2004 c): Solvency II = Basel II + X, in: Versicherungswirtschaft (59), S. 1399-1404.

Sharpe, W. F. (1992): Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement, in: Journal of Portfolio Management (18), S. 7-19.

Schierenbeck, H. / Hölcher, R. (1998): Bankassurance, 4. Auflage, Stuttgart

Spremann, K. (2003): Portfoliomanagement, 2. Auflage, München et al.

Straub, E. (1997): Non-Life Insurance Mathematics, Berlin et al.

Takayama, A. (1985): Mathematical Economics, 2. Auflage, Cambridge.

Wang, S. (1998): An Actuarial Index on the Right-Tail Risk, in: North American Actuarial Journal (2), S. 88-101.

Zimmermann, C. / Bach, C. / Raub, J. (2004): Von der Pflicht zur Kür im Risikomanagement (I), in: Versicherungswirtschaft (59), S. 220-224.