Mannheimer Manuskripte zu Risikotheorie,
Portfolio Management und Versicherungswirtschaft

Nr. 81

Die Integration von Schuldscheindarlehen in portfoliotheoretische Modelle für die Kapitalanlage von Versicherungsunternehmen

von

THOMAS G. STEPHAN

Mannheim 1995

1.- 05/95 - 70

1 Motivation und Überblick

Schuldscheindarlehen[1] besitzen eine hohe Bedeutung für die Kapitalanlage der deutschen Versicherungsunternehmen[2]. Die Asset-Klasse der Schuldscheindarlehen unterscheidet sich vor allem durch ihre bilanzielle Behandlung und die Organisation des Sekundärmarktes von der Asset-Klasse der Anleihen. Eine Integration der Schuldscheindarlehen in portfoliotheoretische Asset Allocation-Modelle für die bilanzielle Kapitalanlagesteuerung von Versicherungsunternehmen ist jedoch bisher noch nicht erfolgt.

Die vorliegende Arbeit stellt daher ein einfaches Modell vor, welches eine Bestimmung der relevanten Modellparameter eines portfoliotheoretischen Ansatzes (Erwartungswerte, Varianzen, Kovarianzen) bezüglich mehrperiodiger Durchschnittsrenditen eines Portefeuilles aus den Asset-Klassen der Schuldscheindarlehen, Aktien und Anleihen ermöglicht.

Infolge der spezifischen bilanziellen Behandlung der Schuldscheindarlehen ergibt sich eine Abhängigkeit von sukzessiven Periodenrenditen der Asset-Klasse der Schuldscheindarlehen. Diese Besonderheit muß bei der Modellierung adäquat berücksichtigt werden.

Abschließend werden die Auswirkungen der Integration von Schuldscheindarlehen im Rahmen der Bestimmung des effizienten Randes einer Asset Allocation am deutschen Kapitalmarkt untersucht.

2 Besonderheiten von Schuldscheindarlehen

Während Anleihen nach dem Niederstwertprinzip auf den jeweiligen Marktwert (in diesem Fall der Börsenwert) abgeschrieben werden müssen, falls dieser den Anschaffungswert

---

1) Der Terminus "Schuldscheindarlehen" wird üblicherweise als Sammelbegriff für langfristige Großdarlehen und Namensschuldverschreibungen verwandt, vgl. Breipohl (1991), S. 95 und Reutter (1988), S. 759. Diese Einteilung ist insofern sinnvoll, als die bilanzielle Erfassung und der Sekundärhandel vergleichbar geregelt sind. Vgl. Weigel (1991), S. 176 und S. 180.

2) Die unter der Kapitalanlage-Position "Namensschuldverschreibungen, Schuldscheinforderungen und Darlehen" verbuchten Forderungen machten Ende 1989 45,7% der gesamten Kapitalanlagen deutscher Versicherungsunternehmen aus, vgl. Schwebler (1991), S. 73.

unterschreitet, ist dies bei Schuldscheindarlehen nicht der Fall. Sie werden grundsätzlich zum Nennwert bilanziert, wobei ein etwaiges Disagio oder Agio als Rechnungsabgrenzungsposten zu führen ist[3].

Weiterhin unterscheiden sich Schuldscheindarlehen von Anleihen dadurch, daß sie nicht börsenmäßig gehandelt werden. Zwar existiert ein Sekundärmarkt, eine jederzeitige Liquidität, wie sie bei börsengehandelten Wertpapieren gegeben ist, muß jedoch verneint werden.

Als Folge der genannten Besonderheiten von Schuldscheindarlehen bietet sich eine Modellierung an, welche Schuldscheindarlehen nicht mit ihrem aktuellen Marktwert, sondern mit den historischen Anschaffungskosten bewertet. Damit wird die (annualisierte) Periodenrendite einer Investition in ein Schuldscheindarlehen identisch mit der historischen Emissionsrendite[4].

3 Eine einfache Modellierung von Investitionen in Schuldscheindarlehen

3.1 Das Grundmodell

Ein Versicherungsunternehmen besitzt im allgemeinen ein Portefeuille von Schuldscheindarlehen mit verschiedenen Restlaufzeiten. Die durchschnittliche Periodenrendite der Asset-Klasse Schuldscheindarlehen ergibt sich dann als gewogenes Mittel der einzelnen Emissionsrenditen. Die exakten statistischen Eigenschaften der durchschnittlichen Periodenrendite sind selbstverständlich abhängig vom Prozeß der Portefeuille-Bildung (u.a. welcher Laufzeitenmix gewählt wird) und von den Beziehungen zwischen den Renditen von Titeln verschiedener Laufzeit. Im folgenden wird eine Modellierung vorgestellt, welche darauf verzichtet, die Veränderung der vollständigen Renditestrukturkurve im Zeitablauf zu beschreiben, welche aber u. E. dennoch eine plausible Portefeuillestrukturierung beinhaltet.

Gehen wir davon aus, daß in jeder Periode nur Schuldscheindarlehen mit Laufzeit T in

---

3) Vgl. Reutter (1988), S. 760 für die Schuldscheindarlehen i.e.S. sowie Weigel (1991), S. 176 für die Namenspapiere.

4) Von geringen Abweichungen durch die intertemporale Behandlung eines etwaigen Agios oder Disagios sei hier abgesehen.

identischer Höhe V übernommen werden. Nach T Perioden erreicht dieses Portefeuille eine statische Laufzeitenverteilung mit Restlaufzeiten von 0 bis T Perioden (eine solche statische Laufzeitenverteilung ist beispielsweise auch bei dem Anleihenindex REX gegeben), zugleich ermöglicht diese Modellierung eine Beschränkung der empirischen Analyse auf die Untersuchung der Emissionsrenditen von Schuldscheindarlehen mit Laufzeit T.

Bezeichnen wir die Periodenrendite der Asset-Klasse Schuldscheindarlehen in Periode t+1, d.h. dem Zeitintervall [t, t+1] mit R^S_{t+1} und die Emissionsrendite von Schuldscheindarlehen mit Laufzeit T zum Emissionszeitpunkt t mit U_t, so ergibt sich:

$$R^S_{t+1} = \frac{\sum_{l=0}^{T-1} V\cdot(1+U_{t-l}) - T\cdot V}{T\cdot V} = \frac{1}{T}\sum_{l=1}^{T} U_{t+1-l} \,. \tag{1}$$

Aus dieser Darstellung wird ersichtlich, daß aufeinanderfolgende Periodenrenditen einer Investition in die Asset-Klasse Schuldscheindarlehen nicht als unabhängige Zufallsvariablen modelliert werden können. Im folgenden wird nun für die zeitliche Entwicklung der Emissionsrenditen ein einfacher Prozeß angenommen, der eine gute Approximation der tatsächlichen Verhältnisse im Rahmen des μ-σ-Ansatzes liefern sollte: Die Emissionsrendite U_t folge einem Random Walk. Ausgehend von einem Planungszeitpunkt $t = t_0$ bedeutet dies:

$$U_{t_0+i} = U_{t_0+i-1} + \varepsilon_{t_0+i} \qquad i \geq 1, \tag{2}$$

wobei die ε_{t_0+i} unabhängig identisch verteilt sind mit Erwartungswert Null und Varianz σ_ε^2. Für die bereits realisierten Emissionsrenditen schreiben wir:

$$U_{t_0-j} \equiv u_{t_0-j} \qquad j \geq 0 \,. \tag{3}$$

Damit steht die Periodenrendite für die Periode $t_0 + 1$ nach (1) bereits fest. Auch für die folgenden Perioden ist die Unsicherheit im Vergleich zur Asset-Klasse Renten beträchtlich gemindert, da nur die zur Wiederanlage anfallenden Mittel mit noch unbekannten Emissionsrenditen in künftige Periodenrenditen eingehen, die Wertansätze hingegen unverändert bleiben.

Aus

$$U_{t_0+i} = u_{t_0} + \sum_{j=1}^{i} \varepsilon_{t_0+j} \tag{4}$$

folgt mit (1)

$$R^S_{t_0+i} = \frac{1}{T}\left[\sum_{l=1}^{T-i} u_{t_0-l} + i \cdot u_{t_0} + \sum_{j=1}^{i-1} (i-j)\,\varepsilon_{t_0+j}\right] \quad (i = 1,2,\ldots N)\ . \tag{5}$$

Aus dieser Darstellung lassen sich die **Erwartungswerte** zukünftiger Periodenrenditen direkt ablesen. Für die **Varianz** der Periodenrendite in Periode t_0+i ergibt sich:

$$Var\left(R^S_{t_0+i}\right) = \frac{1}{T^2} \cdot \sigma_\varepsilon^2 \cdot \sum_{j=1}^{i-1} (i-j)^2 = \frac{1}{T^2} \cdot \sigma_\varepsilon^2 \cdot \sum_{j=1}^{i-1} j^2 \quad (i = 2,3,\ldots N)\ . \tag{6}$$

Nun interessieren wir uns für die **Kovarianz** zwischen den Periodenrenditen von Schuldscheindarlehen und einer Asset-Klasse I, für deren Periodenrenditen gilt:

$$R^I_t = \mu_I + \eta_t\ , \tag{7}$$

wobei die η_t unabhängige, identisch verteilte Größen mit Erwartungswert 0 darstellen. Ein derartiger Prozeß wird in Abschnitt 4.2 für die Renditen der Asset-Klassen Aktien bzw. Anleihen angenommen.

Im allgemeinen muß davon ausgegangen werden, daß ε_t und η_t miteinander korreliert sind. Aus der Unabhängigkeit von ε_t und $\varepsilon_{t'}$ für $t \neq t'$ und analog von η_t und $\eta_{t'}$ folgt jedoch die Unabhängigkeit von ε_t und $\eta_{t'}$ für $t \neq t'$. Diese Eigenschaft vereinfacht die Berechnung der Kovarianz erheblich. Es gilt:

$$\begin{aligned} Cov(R^S_{t_0+i}, R^I_{t_0+k}) &= Cov\left(\frac{1}{T}\sum_{j=1}^{i-1} (i-j)\,\varepsilon_{t_0+j}, \eta_{t_0+k}\right) \\ &= \frac{1}{T}\sum_{j=1}^{i-1} (i-j)\,Cov\left(\varepsilon_{t_0+j}, \eta_{t_0+k}\right)\ . \end{aligned} \tag{8}$$

Bezeichnen wir die Kovarianz zwischen ε_t und η_t mit $\sigma^2_{\varepsilon\eta}$, so ergibt sich:

$$Cov(R^S_{t_0+i}, R^I_{t_0+k}) = \begin{cases} \frac{1}{T}(i-k)\sigma^2_{\varepsilon\eta} & \text{für } i>k \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad . \tag{9}$$

Wir interessieren uns nun für die stochastischen Eigenschaften von mehrjährigen arithmetischen[5)] Mitteln der Periodenrenditen. Es bezeichne:

$$\bar{R}^S_N = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^{N} R^S_{t_0+i} \quad . \tag{10}$$

Dann gilt:

$$\begin{aligned} \bar{R}^S_N &= \frac{1}{N \cdot T} \sum_{i=1}^{N} \left[\sum_{l=1}^{T-i} u_{t_0-l} + i \cdot u_{t_0} + \sum_{j=1}^{i-1} (i-j)\, \varepsilon_{t_0+j} \right] \\ &= C + \frac{1}{N} \cdot \frac{1}{T} \cdot \left(\varepsilon_{t_0+1} \sum_{i=1}^{N-1} i + \varepsilon_{t_0+2} \sum_{i=1}^{N-2} i + \ldots + \varepsilon_{t_0+N-1} \right) \\ &= C + \frac{1}{N} \cdot \frac{1}{T} \cdot \sum_{j=1}^{N-1} \sum_{i=1}^{j} i \cdot \varepsilon_{t_0+N-j} \\ &= C + \frac{1}{N} \cdot \frac{1}{T} \cdot \sum_{j=1}^{N-1} \frac{j \cdot (j+1)}{2} \cdot \varepsilon_{t_0+N-j} \quad . \end{aligned} \tag{11}$$

Den **Erwartungswert** μ^S_N des arithmetischen Mittels der Periodenrenditen über N Perioden erhält man aus

$$\mu^S_P =: E(\bar{R}^S_N) = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^{N} E(R^S_{t_0+i}) \tag{12}$$

in Verbindung mit (5).

Die **Varianz** des arithmetischen Mittels aus P Periodenrenditen errechnet sich aus (11) unter

---

5) Üblicherweise gilt das **geometrische** Mittel als die theoretisch vorzuziehende Durchschnittsbildung. Das Haupteinwand, welcher gegen das **arithmetische** Mittel vorgebracht werden kann, ist die Nichtbeachtung der unterschiedlichen Periodenanfangskapitalien. Bei den Finanzinvestitionen von Versicherungen, ist die Annahme eines über die Perioden gleichbleibenden Gesamtbestandes jedoch durchaus realistisch. Zudem sind die in der Lebensversicherung relevanten Durchschnittsrenditen (bezüglich der Ist-Zins-Berechnung des Finanzierbarkeitsnachweises) arithmetisch, so daß dieser Durchschnittsbildung aus pragmatischen Gründen der Vorzug gegeben wird.

Beachtung der Unabhängigkeit von ε_t und $\varepsilon_{t'}$ für $t \neq t'$ als:

$$\sigma^2_{S,N} =: Var(\bar{R}^S_N) = \frac{1}{N^2} \cdot \frac{1}{T^2} \cdot \sigma^2_\varepsilon \cdot \sum_{j=1}^{N-1} \left(\frac{j \cdot (j+1)}{2} \right)^2 \quad . \tag{13}$$

Für die **Kovarianz** der arithmetischen Durchschnittsrenditen von Schuldscheindarlehen und der Asset-Klasse I gilt:

$$\begin{aligned} \sigma^2_{SI,N} =: Cov(\bar{R}^S_N, \bar{R}^I_N) &= Cov\left(\frac{\sum_{i=1}^{N} R^S_{t_0+i}}{N}, \frac{\sum_{k=1}^{N} R^I_{t_0+k}}{N} \right) \\ &= \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{k=1}^{N} Cov(R^S_{t_0+i}, R^I_{t_0+k}) \quad . \end{aligned} \tag{14}$$

Dies läßt sich mit (9) ausrechnen zu:

$$\begin{aligned} \sigma^2_{SI,N} &= \frac{1}{N^2} \sum_{k=1}^{N-1} \sum_{i=k+1}^{N} \frac{1}{T} (i-k) \sigma^2_{\varepsilon\eta} \\ &= \frac{1}{N^2} \frac{1}{T} \sum_{k=1}^{N-1} \sum_{i=1}^{k} i \cdot \sigma^2_{\varepsilon\eta} \\ &= \frac{1}{N^2} \frac{1}{T} \sigma^2_{\varepsilon\eta} \sum_{k=1}^{N-1} \frac{k \cdot (k+1)}{2} \quad . \end{aligned} \tag{15}$$

Nun besitzen wir die theoretischen Bausteine, um effiziente Ränder von Portefeuilles zu berechnen, die Schuldscheindarlehen als Investitionsalternative enthalten. Im folgenden interessieren uns speziell die ersten und zweiten Momente von 1-, 2-, 3- und 10-Jahresdurchschnitten. Da die betrachteten Zeitreihen Monatsdaten enthalten, sind die oben entwikkelten Formeln für P = 12, 24, 36 und 120 auszuwerten. Für T wird im folgenden der Wert 120 angesetzt, womit eine Restlaufzeitenverteilung im Schuldscheindarlehen-Portefeuille von einem Monat bis zehn Jahre resultiert.

Die folgende Tabelle stellt die Varianz von arithmetischen Durchschnittsrenditen eines Schuldscheindarlehen-Portefeuilles über ein, zwei, drei und zehn Jahre und die jeweiligen

Kovarianzen mit den Durchschnittsrenditen eines Aktienportefeuilles dar[6]:

Tabelle 1

P	12	24	36	120
Varianz der Durchschnittsrendite	0,00593	0,04786	0,16179	5,99931
Kovarianz der Durchschnittsrenditen von Schuldscheindarlehen und Aktien	0,01655	0,03328	0,04996	0,16666

Die nächste Tabelle gibt zum Vergleich die Varianz von Periodenrenditen an, welche in einem, zwei, drei und zehn Jahren erzielt werden:

Tabelle 2

	t_0+12	t_0+24	t_0+36	t_0+120
Varianz von r_τ in Einheiten von σ_ε^2	0,03514	0,30028	1,03542	39,50139

3.2 Einfache Erweiterungen des Grundmodells

Betrachten wir nun nochmals den Prozeß, dem U_t annahmegemäß folgt. Die gewählte Modellierung hat die Eigenschaft, daß der Erwartungswert von U_t für $t > t_0$ konstant gleich dem aktuellen Wert zum Zeitpunkt t_0 ist. Dies mag in manchen Situationen als unbefriedigend erscheinen, vor allem wenn der aktuelle Wert im historischen Vergleich sehr hoch oder sehr niedrig ist. Deshalb soll nun eine einfache Erweiterung des Modells vorgeschlagen werden, welche eine differenzierte Modellierung zukünftiger Erwartungswerte erlaubt.

Wir gehen davon aus, daß U_t dem Prozeß

6) Die Ergebnisse sind auf fünf Stellen nach dem Komma gerundet und in Einheiten von σ_ε^2 (für die Varianzen) bzw. $\sigma_{\varepsilon\eta}^2$ (für die Kovarianzen) angegeben.

$$U_t = U_{t-1} + \mu_t + \varepsilon_t \qquad (t > t_0) \tag{16}$$

folgt. Bisher hatten wir mit $\mu_t = \mu = 0$ gearbeitet, da bei der Postulierung eines konstanten Trends langfristig nur $\mu = 0$ Sinn macht. Nun wird die Annahme eines konstanten Trends aufgegeben. Damit sind im Zeitablauf variierende Erwartungswerte modellierbar. Die zukünftigen Erwartungswerte ergeben sich aus

$$E(U_{t_0+i}) = u_{t_0} + \sum_{t=1}^{i} \mu_t \ . \tag{17}$$

Die Modellierung in (17) weist gegenüber der bisherigen den Vorteil der größeren Allgemeinheit auf, andererseits bleibt die einfache Varianzstruktur erhalten. Aus (18) folgt

$$\mu_t = E(U_t) - E(U_{t-1}) \tag{18}$$

Man kann nun beispielsweise die zukünftigen Erwartungswerte schätzen, um dann daraus die μ_t zu berechnen. Die Erwartungswerte von U_t sind allgemein als Funktion mehrerer makroökonomischer Faktoren (wie etwa das Zinsniveau in wichtigen ausländischen Ökonomien, die Konjunkturentwicklung und die Kreditnachfrage des Staates) aufzufassen. Beim gegenwärtigen Stand der Makroökonometrie haftet solchen Modellbildungen allerdings ein großes Maß an Subjektivität an, zudem wird die Komplexität bei Berücksichtigung aller Wechselwirkungen schnell prohibitiv groß. Insofern wird man Modelle verwenden, welche nur wenige Einflußfaktoren berücksichtigen.

Alternativ können die μ_t gemäß subjektiven Erwartungen, welche die vielfältigen Faktoren implizit berücksichtigen, bestimmt werden.

Eine weitere, robuste Variante besteht darin, für $E(U_t)$ eine Bewegung zu einem langfristig durchschnittlichen Niveau zu unterstellen. Für die empirische Umsetzung des nächsten Abschnitts wird eine solche Spezifikation gewählt. Konkret wird angenommen, daß U_t dem Prozeß (17) folgt mit

$$\mu_t = \begin{cases} c & t_0 < t \leq t_k \\ 0 & t > t_k \end{cases} \quad . \tag{19}$$

Dabei werden c und t_k so gewählt, daß nach t_k Perioden ein durchschnittliches Rendite-Niveau u_D erreicht wird. Es muß also gelten:

$$c \cdot t_k = u_D - u_{t_0} \quad . \tag{20}$$

Diese Spezifizierung bedeutet, daß nach Erreichung eines durchschnittlichen Niveaus ein Random Walk ohne Drift erfolgt.

Die Unterschiede, welche sich durch die Postulierung des Zeittrends gegenüber dem Random Walk ohne Drift ergeben, werden durch die folgende Graphik illustriert. Sie stellt die Erwartungswerte der Monatsrenditen eines Portefeuilles aus Schuldscheindarlehen dar, welches gemäß den obigen Ausführungen mit T = 120 gebildet wurde. Der Planungszeitpunkt ist Ultimo Dezember 1993, so daß die erste Monatsrendite des Planungszeitraumes (10 Jahre, beginnend am Januar 1994) durch die 120 Emissionsrenditen[7] von Januar 1984 bis Dezember 1993 determiniert wird. Die erste Periodenrendite ist also in beiden Varianten gleich dem arithmetischen Mittel der vorausgehenden 120 Emissionsrenditen, nämlich 7,18%. Der Wert für u_t am Ultimo des Jahres 1993 war 5,75%; dieser Wert geht bei der Variante ohne Drift als Erwartungswert künftiger U_t in die Berechnung der Erwartungswerte von R^S_t ein. Bei der Variante mit anfänglichem Drift werden c und t_k in (20) mit 0,05 bzw. 35 angesetzt. Dies bedeutet, daß der Erwartungswert für U_t im Laufe von knapp drei Jahren von 5,75% auf ein Niveau von 7,5% ansteigt, um dann dort zu verharren. Die Auswirkungen auf die Erwartungswerte der Periodenrenditen R_t im Planungszeitraum sind wie folgt:

---

7) Hierfür werden - siehe unten - als Proxy-Variablen für die Emissionsrenditen die Umlaufrenditen der fiktiven 7,5-prozentigen 10-jährigen Anleihe, welche in den Portefeuilles der Indizes REX und REXP enthalten ist, angesetzt.

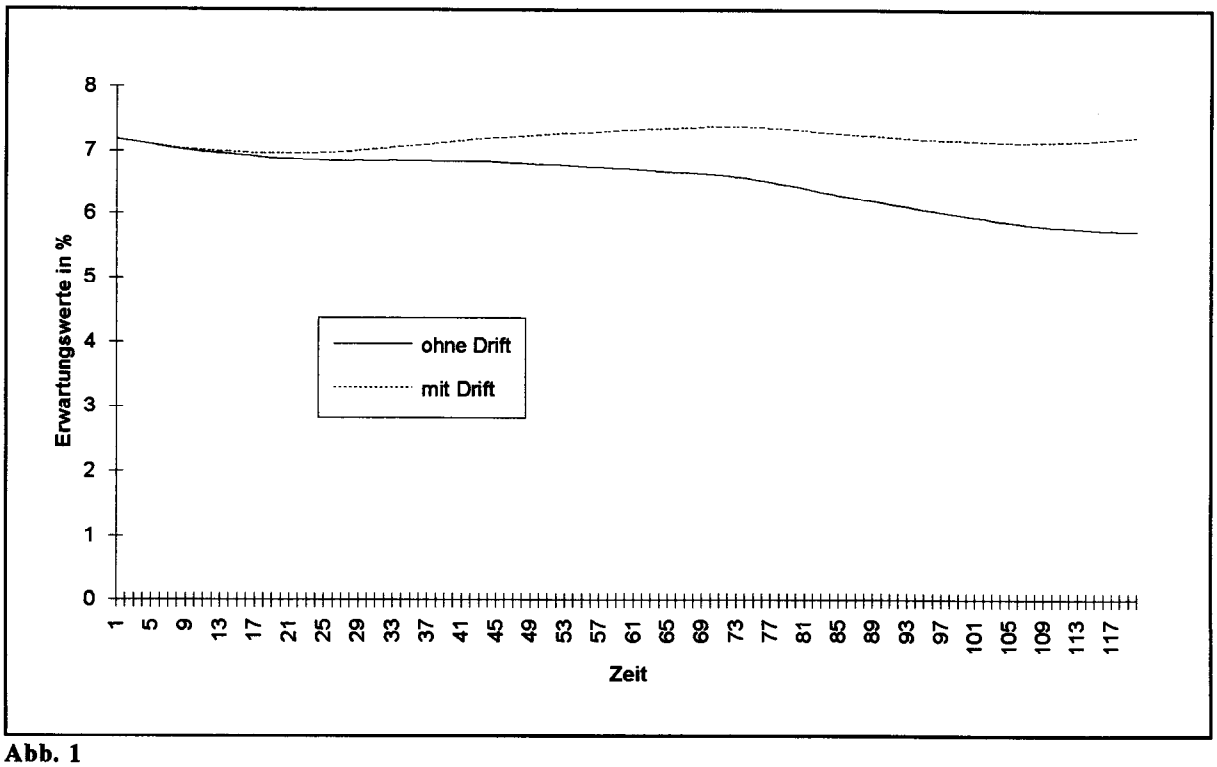

Abb. 1

Berücksichtigt man variable Zeittrends bei der Entwicklung der zukünftigen Renditen, so sollte man, um konsistent zu bleiben, diese Trends bei den Erwartungswerten der zukünftigen Periodenrenditen anderer Asset-Klassen berücksichtigen, sofern eine signifikante Korrelation vorliegt. Solche Korrelationen existieren zwischen den Umlaufrenditen von Schuldscheindarlehen und den Periodenrenditen von Aktienengagements sowie noch deutlicher zwischen den Umlaufrenditen von Schuldscheindarlehen und den Periodenrenditen eines Anleihen-Performanceindex. Diese Korrelationen werden in der empirischen Umsetzung des nächsten Abschnitts in Form eines einfachen linearen Modells berücksichtigt.

4 Der effiziente Rand von Portefeuilles aus Aktien, Anleihen und Schuldscheindarlehen

4.1 Datenbasis für den Aktien- und Rentenmarkt

Die Renditen der Asset-Klassen "Aktien" und "Anleihen" werden durch marktbreite Performance-Indizes repräsentiert. Bei den Aktien fiel die Wahl auf den DAFOX ("Deutscher

Aktienindex für Forschungszwecke")[8], der alle Aktien enthält, welche an der Frankfurter Wertpapierbörse amtlich gehandelt werden.

Der deutsche Rentenmarkt wird mit den Renditen des REX-Performance-Index (REXP)[9] abgebildet, da er institutsunabhängig ist und einen klar abgegrenzten und sehr liquiden Teilmarkt[10] beschreibt.

Monatsdaten für den REXP sind ab dem Januar 1967 erhältlich[11], während der DAFOX noch weiter zurückgerechnet vorliegt.

4.1.1 Die verwendete Proxy-Variable für die Emissionsrendite von Schuldscheindarlehen

Im Rahmen unserer Modellierung kommt der Emissionsrendite langlaufender Schuldscheindarlehen die entscheidende Rolle für die (bilanzielle) Performance dieser Anlagenkategorie zu. Geht man davon aus, daß die Liquiditäts- und Risikoprämien rational sind, welche in den Emissionsrenditen von Schuldscheindarlehen gegenüber den Umlaufrenditen von öffentlichen Anleihen enthalten sind, dann entsprechen diese Renditedifferentiale den erwarteten Einbußen durch das Liquiditäts- und Bonitätsrisiko.

Aufgrund der obigen Überlegungen wird in den empirischen Untersuchungen die Umlaufrendite einer der fiktiven Anleihen, welche dem REX und REXP zugrundeliegen, als Proxy für die "Emissionsrendite" von Schuldscheindarlehen verwendet. Konkret fiel die Wahl auf die -

---

8) Vgl. Göppl/Schütz (1992).

9) Der REX-Performance-Index (REXP) baut auf dem Kursindex REX auf, der ebenfalls von der Arbeitsgemeinschaft der Deutschen Wertpapierbörsen konzipiert worden ist. Zum REX vgl. Mella (o. J.), zum REXP vgl. die entsprechende Broschüre der Frankfurter Wertpapierbörse AG.

10) Zur Bestimmung der Renditestrukturkurven, welche zur Ermittlung der Kurse der fiktiven Anleihen erforderlich ist, werden die Kurse von sämtlichen festverzinslichen Anleihen, Obligationen und Schatzanweisungen des Bundes und des "Fonds Deutsche Einheit" mit Restlaufzeit von einem halben bis 11 Jahren verwendet. Auf den angesprochenen Teilmarkt entfallen zwar nur etwa 2% der emittierten Titel, jedoch etwa 90% der Börsenumsätze, vgl. Mella (o. J.), S. 17.

11) Die Daten wurden dem Verfasser freundlicherweise von der Deutschen Börse AG zur Verfügung gestellt.

zehnjährigen Anleihe mit einem Kupon von 7,5%[12], da damit die Modellierung der (bilanziellen) Performance eines Portefeuilles von Schuldscheindarlehen mit Restlaufzeiten von einem Monat bis zehn Jahren bequem möglich ist.

4.2 Bestimmung des effizienten Randes

Die bisherige Analyse machte bereits deutlich, daß Zeithorizonteffekte eine wesentliche Rolle spielen. Motiviert durch die Langfristigkeit der Verträge in der Lebensversicherung berechnen wir μ-σ-effiziente Ränder bezüglich zehnjähriger Durchschnittsrenditen, wohingegen für ein-, zwei- und dreijährige Zeithorizonte nur die Zahlenwerte der Erwartungswerte, Varianzen und Kovarianzen angegeben werden.

Im folgenden betrachten wir die drei Asset-Klassen Aktien, Renten und Schuldscheindarlehen. Bezüglich der Periodenrenditen einer Investition in ein reines Aktienportefeuille gehen wir davon aus, daß gilt:

$$R^A_t = \mu^A + \eta_t \quad , \tag{21}$$

wobei η_t unabhängige, identisch normalverteilte Zufallsvariablen sind mit Erwartungswert Null und Varianz σ^2_η. Entsprechend soll für die Periodenrenditen R^B_t einer Investition in ein Portefeuille aus Rententiteln gelten:

$$R^B_t = \mu^B + \zeta_t \quad , \tag{22}$$

die ζ_t werden wieder als unabhängige, identisch normalverteilte Zufallsvariablen mit Erwartungswert Null und Varianz σ^2_ζ aufgefaßt. Die η_t und $\zeta_{t'}$ müssen aufgrund der obigen Annahmen für $t \neq t'$ unabhängig und damit unkorreliert sein. Die Störgrößen der gleichen Periode sind hingegen im allgemeinen korreliert. Die Kovarianz soll bezeichnet werden mit:

$$\sigma^2_{\eta\zeta} =: Cov(\eta_t, \zeta_t) \quad . \tag{23}$$

Mit den getroffenen Annahmen gilt für den Erwartungswert und die Varianz der arithmeti-

---

12) Die Rendite-Daten wurden dem Verfasser freundlicherweise von der Bayerischen Hypotheken- und Wechsel-Bank zur Verfügung gestellt.

schen Durchschnittsrendite einer Aktieninvestition über P Perioden, welche auf den Zeitpunkt $t = t_0$ folgen:

$$\begin{aligned} \mu^A{}_N &=: E\left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} R^A{}_{t_0+i}\right) = \mu^A \\ \sigma^2{}_{A,N} &=: Var\left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} R^A{}_{t_0+i}\right) = \frac{1}{N}\cdot Var(R^A{}_t) = \frac{1}{N}\cdot\sigma^2{}_\eta \ . \end{aligned} \tag{24}$$

Entsprechend gilt:

$$\begin{aligned} \mu^B{}_N &=: E\left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} R^B{}_{t_0+i}\right) = \mu^B \\ \sigma^2{}_{B,N} &=: Var\left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} R^B{}_{t_0+i}\right) = \frac{1}{N}\cdot Var(R^B{}_t) = \frac{1}{N}\cdot\sigma^2{}_\eta \ . \end{aligned} \tag{25}$$

Für die Kovarianz der arithmetischen Durchschnittsrenditen von Aktien- und Anleihen-investitionen ergibt sich:

$$\sigma^2_{AB,N} =: Cov\left(\frac{\sum_{i=1}^{N} R^A_{t_0+i}}{N}, \frac{\sum_{j=1}^{N} R^B_{t_0+j}}{N}\right)$$
$$= \frac{1}{N^2}\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} Cov(R^A_{t_0+i}, R^B_{t_0+j}) \qquad (26)$$
$$= \frac{1}{N}\sigma^2_{\eta\zeta} \quad .$$

Als Schätzung für σ^2_η und σ^2_ζ verwenden wir die Stichprobenvarianzen von linear annualisierten Monatsrenditen des entsprechenden Index, das heißt:

$$\hat{\sigma}^2_\eta = \frac{1}{T-1}\cdot\sum_{t=1}^{T}(r^A_t - \frac{1}{T}\cdot\sum_{t=1}^{T} r^A_t)^2$$
$$\hat{\sigma}^2_\zeta = \frac{1}{T-1}\cdot\sum_{t=1}^{T}(r^B_t - \frac{1}{T}\cdot\sum_{t=1}^{T} r^B_t)^2 \quad . \qquad (27)$$

Die Kovarianz $\sigma^2_{\eta\zeta}$ wird analog geschätzt durch

$$\hat{\sigma}^2_{\eta\zeta} = \frac{1}{T-1}\cdot\sum_{t=1}^{T}(r^A_t - \frac{1}{T}\cdot\sum_{t=1}^{T} r^A_t)\cdot(r^B_t - \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} r^B_t) \quad .$$

Als Stichprobe werden die 323 monatlichen Renditen des DAFOX bzw. des REXP vom Februar 1967 bis zum Dezember 1993 verwendet. Die Ergebnisse der Schätzung waren (auf fünf Stellen nach dem Komma gerundet):

$$\hat{\sigma}^2_\eta = 0{,}31923$$
$$\hat{\sigma}^2_\zeta = 0{,}01817 \qquad (29)$$
$$\hat{\sigma}^2_{\eta\zeta} = 0{,}02357 \quad .$$

Damit beträgt der Korrelationskoeffizient:

$$\rho_{\eta\zeta} =: \frac{\hat{\sigma}^2_{\eta\zeta}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_\eta\cdot\hat{\sigma}^2_\zeta}} = 0{,}30946 \quad . \qquad (30)$$

Analog zu dem Vorgehen bei σ^2_η und σ^2_ζ schätzen wir σ^2_ε durch die Stichprobenvarianz:

$$\hat{\sigma}^2_\varepsilon = \frac{1}{T-1} \cdot \sum_{t=1}^{T} (\Delta u_t - \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^{T} \Delta u_t)^2 \quad . \tag{31}$$

Als Stichprobe dienen die Monatsendwerte der Rendite der fiktiven 10-jährigen Anleihe mit einem Kupon von 7,5%, welche im Portefeuille der Rentenmarkt-indices REX und REXP enthalten ist, der Untersuchungszeitraum waren die Jahre 1967 bis 1993. Die Schätzung ergibt

$$\hat{\sigma}^2_\varepsilon = 7{,}73512 \cdot 10^{-6} \quad . \tag{32}$$

Das arithmetische Mittel der Δu_t belief sich auf -0,0000396. Dieser Wert liegt hinlänglich nahe an Null, so daß unter der Annahme eines konstanten Trends die Setzung $\mu_\varepsilon = 0$ in (2) realistisch erscheint[13].

Als Schätzung der Kovarianz $\sigma^2_{\varepsilon\eta}$ verwenden wir

$$\hat{\sigma}^2_{\varepsilon\eta} = \frac{1}{T-1} \cdot \sum_{t=1}^{T} (r^A_t - \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^{T} r^A_t) \cdot (\Delta u_t - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \Delta u_t) \ . \tag{33}$$

Dies ergibt für den obengenannten Zeitraum:

$$\hat{\sigma}^2_{\varepsilon\eta} = -0{,}000477532 \quad . \tag{34}$$

Aussagekräftiger ist der Korrelationskoeffizient

$$\rho_{\varepsilon\eta} = \frac{\hat{\sigma}^2_{\varepsilon\eta}}{\sqrt{\hat{\sigma}^2_\varepsilon \cdot \hat{\sigma}^2_\eta}} \quad . \tag{35}$$

Er beträgt -0,30389; hieraus erkennt man, daß sich die Periodenrenditen r^A_t des verwendeten Aktienindex im allgemeinen eher gegenläufig zu den Veränderungen von u_t im jeweiligen Monat bewegten.

Analog wird $\sigma^2_{\varepsilon\zeta}$ geschätzt durch

---

13) Ersetzt man in der Schätzung der Varianz von ε das Stichprobenmittel durch den Wert 0, so ergibt sich der Wert $7{,}7367 \cdot 10^{-6}$, was praktisch identisch mit der obigen Schätzung von σ^2_ε ist.

$$\hat{\sigma}^2_{\varepsilon\zeta} = \frac{1}{T-1} \cdot \sum_{t=1}^{T} (r^B_t - \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^{T} r^B_t) \cdot (\Delta u_t - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \Delta u_t) \ . \qquad (36)$$

Dies ergibt einen Wert von -0,000341046 und damit einen Korrelationskoeffizienten $\rho_{\varepsilon\zeta}$ von -0,909798, der die Gegenläufigkeit der Renditen von Schuldscheindarlehen und Anleihen ausdrückt. Während steigende Umlaufrenditen die Marktwerte von Rententiteln und damit die Renditen von Rentenportefeuilles schmälern, bewirken diese Zinssteigerungen im Schuldscheinportefeuille eine Renditesteigerung.

Nun verfügen wir über alle Bausteine, um für die Standardabweichungen von mehrjährigen Durchschnittsrenditen bei Investitionen in Schuldscheindarlehen, Aktien und Anleihen sowie für die entsprechenden Kovarianzen sinnvolle Werte angeben zu können. Die folgenden Bezeichnungen werden verwendet:

E^I_N	$:= \mu^I_N$	I = A, B, S
Var^I_N	$:= \sigma^2_{I,N}$	I = A, B, S
Cov^{IJ}_N	$:= \sigma^2_{IJ,N}$	I, J = A, B, S
$Corr^{IJ}_N$	$:= \rho_{IJ,N}$	I, J = A, B, S.

Außerdem wird die Varianz bzw. Standardabweichung der N-periodigen Durchschnittsrendite eines Portfefeuilles aus Aktien, Anleihen und Schuldscheindarlehen mit σ^2_N bzw. σ_N bezeichnet und der entsprechende Erwartungswert mit μ_N. Die folgende Tabelle präsentiert die Standardabweichungen, Kovarianzen und Korrelationskoeffizienten:

Tabelle 3

N	12	24	36	120
$\sigma_{A,N}$	0,16310	0,11533	0,05158	0,03647
$\sigma_{B,N}$	0,03890	0,02751	0,02246	0,00870
$\sigma_{S,N}$	0,0002142	0,00060844	0,00111869	0,0068121
$\sigma^2_{SA,N}$	0,001964	0,000982	0,000196	0,000098
$\rho_{SA,N}$	0,30946	0,30946	0,30946	0,30946
$\sigma^2_{SA,N}$	$-7{,}903 \cdot 10^{-6}$	$-1{,}589 \cdot 10^{-5}$	$-2{,}386 \cdot 10^{-5}$	$-7{,}958 \cdot 10^{-5}$
$\rho_{SA,N}$	-0,22625	-0,22648	-0,22647	-0,22651
$\sigma^2_{SB,N}$	$-5{,}644 \cdot 10^{-6}$	$-1{,}135 \cdot 10^{-5}$	$-1{,}704 \cdot 10^{-5}$	$-5{,}684 \cdot 10^{-5}$
$\rho_{SB,N}$	-0,67734	-0,67803	-0,67802	-0,67814

Die Erwartungswerte von mehrjährigen Durchschnittsrenditen für Investitionen in Schuldscheine sind abhängig davon, welche Werte man für die μ_t unterstellt. Für die Varianten mit und ohne Zeittrend ergibt sich für μ^S_N:

Tabelle 4

N	ohne Trend	mit Trend
12	7,07%	7,08%
24	6,99%	7,03%
36	6,94%	7,03%
120	6,54%	7,18%

Der Zeittrend wurde wieder wie in Abb. 1 mit c = 0,05 und t_k = 35 modelliert.

Der für die Umlaufrenditen postulierte Zeittrend soll nun auch bei den Erwartungen bezüglich der Aktien- und Anleihenrenditen in den betreffenden Perioden berücksichtigt werden, da zwischen diesen Märkten eine signifikante Korrelation vorliegt. Wir identifizieren ein einfaches lineares Modell: Die Monatsrenditen des Aktienindex (R^A_t) bzw. des Rentenindex (R^B_t) werden auf x_t regressiert, wobei x_t die Differenz zwischen Δu_t und Δu_D, dem langfristigen

Mittelwert von Δu_t im Untersuchungszeitraum darstellt[14]. Die OLS-Schätzer für α und β in

$$R^A_t = \alpha + \beta \cdot x_t + \xi_t \qquad \text{mit } x_t =: \Delta u_t - \Delta u_D \tag{37}$$

lauten für den Untersuchungszeitraum t = 1,2, .. T:

$$\hat{\alpha} = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^{T} r^A_t = \bar{r}^A$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{t=1}^{T} (r^A_t - \bar{r}^A) \cdot (x_t - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{T} (x_t - \bar{x})^2} \quad . \tag{38}$$

Wie man sieht, ist der Schätzer für α identisch mit dem Schätzer für μ^A und für den Schätzer von β gilt:

$$\hat{\beta} = \frac{\hat{\sigma}^2_{\varepsilon\eta}}{\hat{\sigma}^2_{\varepsilon}} \quad . \tag{39}$$

Mit der Annahme dieses linearen Modells gilt für den Erwartungswert von R^A_t $(t > t_0)$:

$$\begin{aligned} E(R^A_t) &= \hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot E(X_t) \\ &= \hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot E(U_t - U_{t-1}) + \hat{\beta} \cdot E(\Delta U_D) \\ &= \hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot \mu_t + \hat{\beta} \cdot E(\Delta U_D) \quad . \end{aligned} \tag{40}$$

Setzt man den Erwartungswert des langfristigen Mittels von ΔU_t mit Null an und geht man von $\mu_t = \mu = 0$ aus, so ergibt sich für R^A_t wie oben ein Erwartungswert von 0,10659. Gehen wir jedoch für die nächsten k Perioden von $\mu_t = c$ aus, so setzen wir den Erwartungswert von

14) Da das Mittel von Δu_t im Untersuchungszeitraum näherungsweise Null war, sind die x_t fast identisch mit Δu_t.

R^A_t konsistenterweise nun mit

$$E(R^A_t) = \begin{cases} 0{,}10659 - \dfrac{0{,}0004775}{7{,}73512 \cdot 10^{-6}} \cdot c & t_0 < t \leq t_k \\ 0{,}10659 & t > t_k \end{cases} \quad . \tag{41}$$

an. Mit c = 0,0005 errechnet man für die ersten k Monatsrenditen des Aktienengagements im Planungszeitraums einen Erwartungswert von 0,07572, also einen Wert, der gegenüber dem langfristigen historischen Durchschnitt um ca. 3% reduziert ist. Dies entspricht der intuitiven Vorstellung, daß tendenziell steigende Umlaufrenditen die Aktienkurse belasten.

Für den Erwartungswert der Renditen des Rentenindex (R^B_t) ergibt sich analog:

$$E(R^B_t) = \begin{cases} 0{,}07514 - \dfrac{0{,}000341}{7{,}73512 \cdot 10^{-6}} \cdot c & t_0 < t \leq t_k \\ 0{,}07514 & t > t_k \end{cases} \quad . \tag{42}$$

Für c = 0,0005 erhält man somit für die ersten k Monatsrenditen einen auf 0,053097 reduzierten Erwartungswert, worin sich wieder die negative Korrelation mit den Bewegungen der Renditen von Schuldscheindarlehen ausdrückt.

Die Erwartungswerte der einzelnen Periodenrenditen müssen nun noch in Erwartungswerte für die Durchschnittsrenditen umgerechnet werden. Bezeichnet man die Erwartungswerte der Periodenrenditen in den ersten k Perioden mit μ^I_1 und die Erwartungswerte der darauf folgenden Perioden mit μ^I_2 , so gilt für I = A,B:

$$\mu^I_N = \begin{cases} \mu^I_1 & N \leq k \\ \dfrac{k \cdot \mu^I_1 + (N-k) \cdot \mu^I_2}{N} & N > k \end{cases} \quad . \tag{43}$$

Die folgende Tabelle präsentiert die Ergebnisse für k = 35 und verschiedene N:

Tabelle 5

N	μ^A_P	μ^B_P
12	0,07572	0,05310
24	0,07572	0,05310
36	0,07658	0,05371
120	0,09758	0,06871

Im folgenden wird nun beispielhaft der effiziente Rand für zehnjährige Durchschnittsrenditen ermittelt. Dieser ist die Lösung des parametrischen quadratischen Optimierungsproblemes, welches sich durch Minimierung der Varianz der Durchschnittsrendite bei gegebenem Erwartungswert der Durchschnittsrendite und Nichtnegativitätsbedingungen (keine Leerverkäufe) ergibt. Zusätzlich werden die erlaubten Portefeuilles in der Art eingeschränkt, daß der Aktienanteil nicht größer als 30% betragen darf. Weiterhin wird die optimale Asset Allocation beispielhaft als Schnittpunkt des effizienten Randes mit einer Mindestrenditerestriktion bestimmt[15]. Es wird gefordert, daß die zehnjährige Durchschnittsrendite mit einer Wahrscheinlichkeit von höchstens einem Prozent einen kritischen Wert von 6,5 % unterschreiten darf. Diese Restriktion führt auf die Beziehung:

$$\mu_{10} \overset{!}{\geq} 0.065 + 2{,}327 \cdot \sigma_{10} \quad . \tag{44}$$

(Hierbei stellt 2,327 das 99 %-Perzentil der Standardnormalverteilung dar). Im folgenden Schaubild werden effizienter Rand und Mindestrenditerestriktion gemeinsam im μ-σ-Diagramm dargestellt:

15) Diese Art von Shortfall-Restriktionen wurde vor allem von Leibowitz sowie Albrecht in die Literatur eingeführt, vgl. etwa Leibowitz et al. (1989, 1991) und Albrecht (1993, 1994).

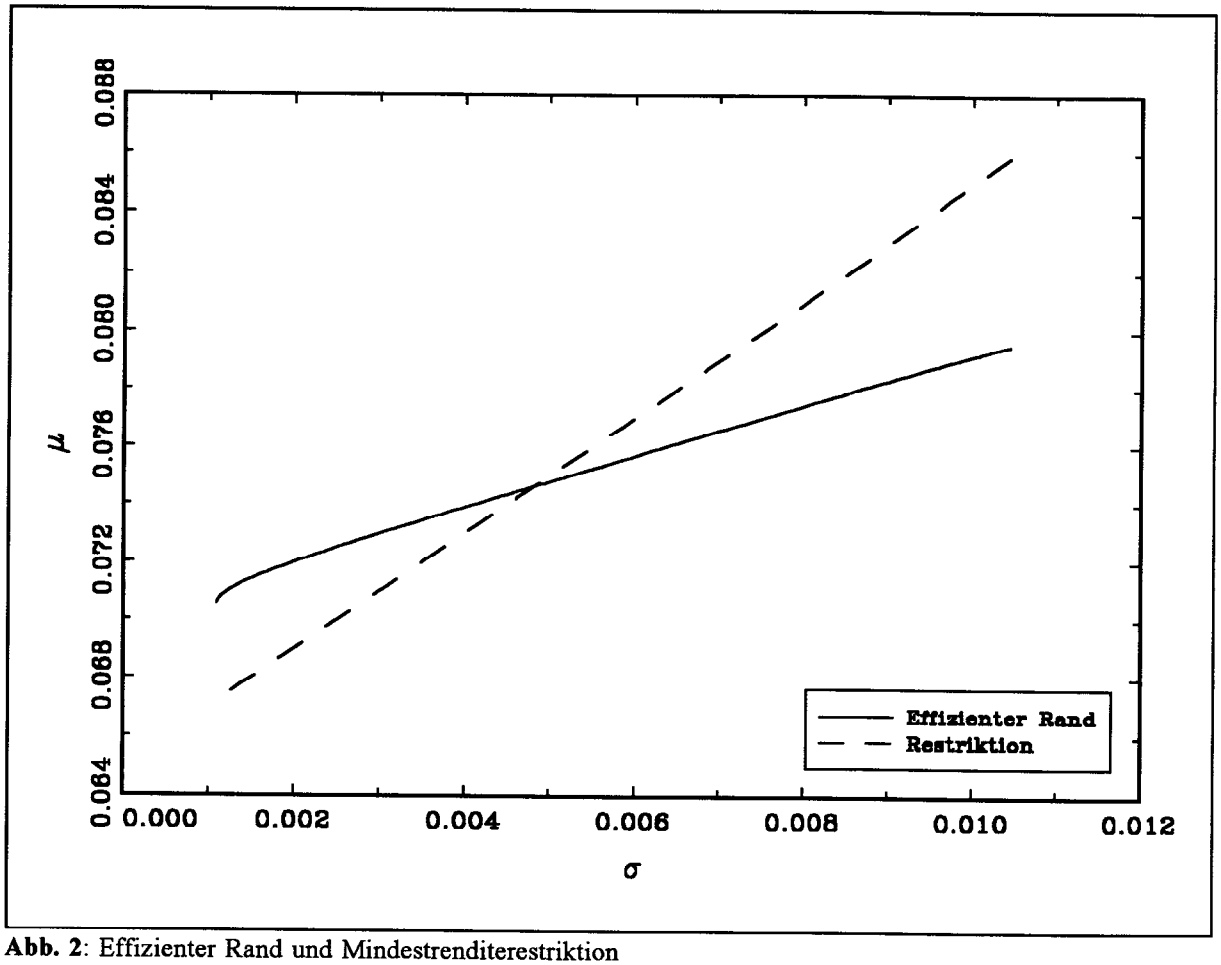

Abb. 2: Effizienter Rand und Mindestrenditerestriktion

Der Schnittpunkt ist diejenige μ-σ-Kombination, welche die Mindestrenditerestriktion genau erfüllt und dabei die Renditeerwartung maximiert. Die Zahlenwerte sind der folgenden Tabelle zu entnehmen:

Tabelle 6:

μ	7,3534 %
σ	0,3617 %
Aktienanteil	9,94 %
Anleihenanteil	26,81 %
Schuldscheinanteil	63,25 %

Es zeigt sich, daß Anleihen durchaus im optimalen Portefeuille enthalten sind, obwohl sie - ohne Berücksichtigung der Portefeuille-Bildung - gegenüber Schuldscheindarlehen infolge

höheren Risikos und geringeren Erwartungswertes individuell ineffizient sind. Die Erklärung hierfür ist selbstverständlich die starke negative Korrelation der bilanziellen Rendite von Anleihen und Schuldscheindarlehen, welche das gleichzeitige Halten beider Anlageformen im Portefeuille sehr attraktiv macht.

Wie stark diese negative Korrelation die erreichbaren μ-σ-Kombinationen verschiebt, macht ein Vergleich der effizienten Ränder mit und ohne Einbeziehung von Schuldscheindarlehen deutlich. Um den Effekt der Diversifikation von dem Effekt des höheren Erwartungswertes von Schuldscheindarlehen gegenüber Anleihen in der obigen Konstellation abzugrenzen, wird der Erwartungswert der Durchschnittsrenditen von reinen Aktien- bzw. Anleihen-Portefeuilles nun mit den langfristigen Durchschnittswerten von 10,659 % bzw. 7,514 % angesetzt, während für die Investition in Schuldscheindarlehen ein Erwartungswert von 7,5 % angenommen wird. (Die Varianzen und Kovarianzen bleiben unverändert.) Das folgende Schaubild stellt für diese Konstellation die effizienten Ränder von Aktien/Anleihen- bzw. Aktien/Anleihen/Schuldscheindarlehen-Portefeuilles zusammen mit der (unveränderten) Mindestrenditerestriktion dar:

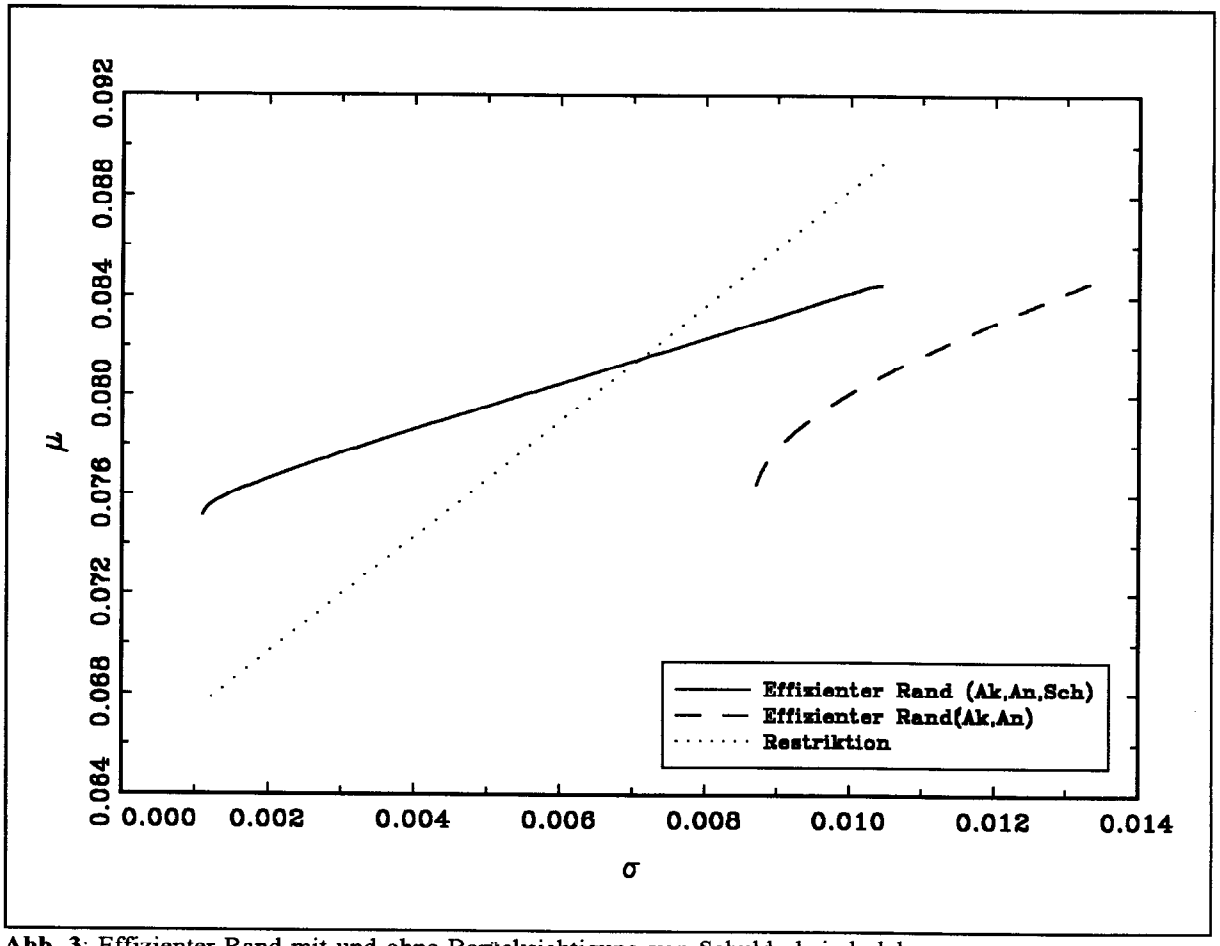

Abb. 3: Effizienter Rand mit und ohne Berücksichtigung von Schuldscheindarlehen

Man erkennt den deutlich erweiterten μ-σ-Horizont bei Einbeziehung von Schuldscheindarlehen, welcher eine Erfüllung der postulierten Mindestrenditerestriktion erst ermöglicht.

Literaturverzeichnis

Albrecht, Peter (Albrecht, 1994): Shortfall Returns and Shortfall Risk, in: Actuarial Approach for Financial Risks, Proceedings of the 4th AFIR International Colloquium, Orlando 1994, Vol. 1, S. 87 - 110.

Albrecht, Peter (Albrecht, 1993): Normal and Lognormal Shortfall-Risk, in: Actuarial Approach for Financial Risks, Proceedings of the 3rd AFIR International Colloquium, Rome 1993, Vol. 2, S. 417 - 430.

Breipohl, Diethart (Breipohl, 1991): Die Vermögensanlage in Darlehen und bei Kreditinstituten, in: Vermögensanlagepraxis in der Versicherungswirtschaft - Kommentare, Gesetze, Rundschreiben, 2. Aufl., Robert Schwebler (Hrsg.), Karlsruhe 1991, S. 91-139

Cox, John C./ Jonathan E. Ingersoll, Jr./ Stephen A. Ross (Cox/Ingersoll/Ross, 1985a): An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices, in: Econometrica, März 1985, S. 363-384

Cox, John C./ Jonathan E. Ingersoll, Jr./ Stephen A. Ross (Cox/Ingersoll/Ross, 1985b): A Theory of the Term Structure of Interest Rates, in: Econometrica, März 1985, S. 385-407

Göppl, Hermann / Heinrich Schütz (Göppl/Schütz, 1992): Die Konzeption eines Deutschen Aktienindex für Forschungszwecke (DAFOX), Institut für Entscheidungstheorie und Unternehmungsforschung, Universität Karlsruhe, Diskussionspapier Nr. 162, Dezember 1992

Leibowitz, Martin L. / Stanley Kogelman (Leibowitz/Kogelman, 1991): Asset Allocation under Shortfall Constraints, in: Journal of Portfolio Management, Winter 1991, S. 18 - 23

Leibowitz, Martin L. / Roy D. Henriksson (Leibowitz/Henriksson, 1989): Portfolio Optimization with Shortfall Constraints - A Confidence-Limit Approach to Managing Downside Risk, in: Financial Analysts Journal, March/April 1989, S. 34 - 41

Mella, Frank (Mella, o. J.): Deutscher Rentenindex - REX, Broschüre der Frankfurter Wertpapierbörse AG

Reutter, Karl (Reutter, 1988): Schuldscheindarlehen, in: Handwörterbuch der Versicherung, Farny, Dieter/ Elmar Helten/ Peter Koch/ Reimer Schmidt (Hrsg.), Karlsruhe 1988, S. 759-762

Schwebler, Robert (Schwebler, 1991): Vermögensanlage und Anlagevorschriften der Versicherungsunternehmen, in: Vermögensanlagepraxis in der Versicherungswirtschaft - Kommentare, Gesetze, Rundschreiben, 2. Aufl., Robert Schwebler (Hrsg.), Karlsruhe 1991, S. 15-90

Weigel, Hanns-Jürgen (Weigel, 1991b): Die Vermögensanlage in Wertpapieren, in: Vermögensanlagepraxis in der Versicherungswirtschaft - Kommentare, Gesetze, Rundschreiben, 2. Aufl., Robert Schwebler (Hrsg.), Karlsruhe 1991, S. 141-218

Mannheimer Manuskripte
zu Risikotheorie, Portfolio Management und Versicherungwirtschaft

Nr. 30: ALBRECHT, PETER; STEFAN LIPPE: Mannheimer Schule: Eine Bibliographie, Elmar Helten zum 50. Geburtstag, Mannheim, München 1989, 40 Seiten.

Nr. 31: ALBRECHT, PETER: Zur Anwendung der Deckungsbeitragsrechnung in der Schadenversicherung, Mannheim 5/90, erschienen in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft 79, 1990, S. 205 - 250.

Nr. 32: ALBRECHT, PETER: Combining Actuarial and Financial Risk: A Stochastic Corporate Model and its Consequences for Premium Calculation, Mannheim 5/90, erschienen in: Actuarial Approach for Financial Risks, Proceedings of the 1st AFIR International Colloquium, Volume 4, S. 127 - 141, Paris 1990.

Nr. 33: KÜRBLE, GUNTER: Der Exodus der amerikanischen Lebensversicherer aus Deutschland - die Tontine und die Vorgeschichte des Jahres 1894, Mannheim 6/90, erschienen in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft 79, 1990, S. 583 - 623.

Nr. 34: ZIMMERMANN, JOCHEN: Die Bewertung von Rückstellungen aus risikotheoretischer Sicht, Mannheim 7/90, erschienen in: Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung 43, 1991, S. 759 - 783.

Nr. 35: ALBRECHT, PETER: Gestaltung der Deckungsbeitragsrechnung in der Personen- und der Schadenversicherung, Mannheim 9/1990, 23 Seiten, erschienen in: Handbuch Kostenrechnung, hrsg. von Wolfgang Männel, Wiesbaden 1992, S. 1101 - 1124.

Nr. 36: ALBRECHT, PETER: Zur Risikotransformationstheorie der Versicherung: Grundlagen und ökonomische Konsequenzen, Mannheim 10/1990, erschienen in überarbeiteter Form im Verlag Versicherungswirtschaft, Karlsruhe 1992.

Nr. 37: ALBRECHT, PETER: Financial Approach to Actuarial Risks?, Mannheim 10/90, erschienen in: Actuarial Approach for Financial Risks, Proceedings of the 2nd AFIR International Colloquium, Volume 4, S. 227 - 247, Brighton 1991.

Nr. 38: ALBRECHT, PETER; HENNING MEIER (Hrsg.): Proceedings, 1. Tagung Deutsche AFIR-Gruppe, Mannheim 12/90, 78 Seiten.

Nr. 39: ALBRECHT, PETER; JOCHEN ZIMMERMANN: A Risk Theoretical Analysis of the Corporate Risk of an Insurance Company, Mannheim 1/91, 20 Seiten, erschienen in: Transactions of the 24th International Congress of Actuaries, Montreal 1992, Vol. 3, S. 27 - 41.

Nr. 40: ALBRECHT, PETER; HEINRICH SCHRADIN: Probleme und Methoden der Erfolgsermittlung in der Schadenversicherung, Mannheim 1/91, erschienen in: Heilmann, W.R. u.a. (Hrsg.): Geld, Banken und Versicherungen 1990, Band II, Verlag Versicherungswirtschaft, Karlsruhe 1992, S. 1147 - 1170.

Nr. 41: ZIMMMERMANN, JOCHEN: Rechtssystematische Überlegungen zum Ansatz der Schadenrückstellung in Handels- und Steuerbilanz, Mannheim 1/91, erschienen in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft 80, 1991, S. 337 - 354.

Nr. 42: PFLAUM, RAINER: Einsatz von Investmentfonds in Lebensversicherungsunternehmen, Pilotstudie, Mannheim 3/91, 107 Seiten.

Nr. 43: ZIMMERMANN, JOCHEN: Betriebswirtschaftliche Überlegungen zum Rechtsformwechsel eines Versicherungsvereins auf Gegenseitigkeit, Mannheim 4/91, 25 Seiten.

Nr. 44: ALBRECHT, PETER: Überlegungen zur Kalkulation eines risikoadäquaten Schwankungszuschlags in der Krankheitskosten-Versicherung, Mannheim 4/91, erschienen in: Blätter der Deutschen Gesellschaft für Versicherungsmathematik, Band XX, Heft 2, Oktober 1991, S. 151 - 168.

Nr. 45: ALBRECHT, PETER; HENNING MEIER (Hrsg.): Proceedings, 2. Tagung Deutsche AFIR-Gruppe, Mannheim 5/91, 39 Seiten.

Nr. 46: PFLAUM, RAINER: Investmentfonds in Frankreich und Aspekte ihres Einsatzes in der französischen Versicherungswirtschaft, Mannheim 5/91, erschienen in überarbeiteter Form in: Versicherungswirtschaft 1992, S. 40 - 49.

Nr. 47: ALBRECHT, PETER; HEINRICH SCHRADIN: Erfolgsorientierte Steuerung des Versicherungsgeschäfts unter Einsatz der stufenweisen Deckungsbeitragsrechung, Mannheim 6/91, erschienen in: Spremann, K., E. Zur (Hrsg.): Controlling: Grundlagen, Informationssysteme, Anwendungen, Wiesbaden 1992, S. 571 - 596.

Nr. 48: ALBRECHT, PETER: Kapitalmarkttheoretische Fundierung der Versicherung?, Mannheim 8/91, erschienen in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft 80, 1991, S. 499 - 530.

Nr. 49: ALBRECHT, PETER; RAIMOND MAURER: Portfolio Insurance: Strategien zur Wertsicherung von Aktien-Portefeuilles, Mannheim 11/91, erschienen in: Blätter der Deutschen Gesellschaft für Versicherungsmathematik, Band XX, Heft 3, 1992, S. 337 - 362.

Nr. 50: ALBRECHT, PETER; HENNING MEIER (Hrsg.): Proceedings, 3. Tagung, Deutsche AFIR-Gruppe, Mannheim 12/91, 110 Seiten.

Nr. 51: ALBRECHT, PETER; PETER BURGHARD; HENNING MEIER (Hrsg.): Proceedings, 4. Tagung, Deutsche AFIR-Gruppe, Mannheim 5/92, 75 Seiten.

Nr. 52: ALBRECHT, PETER: Zur Quantifizierung des Investment-Risikos auf Basis der Konfidenz von Mindestrenditen, Mannheim 5/92, 50 Seiten; erschienen in überarbeiteter Form als "Normal and Lognormal Shortfall Risk" in: Actuarial Approach for Financial Risks, Proceedings of the 3rd AFIR International Colloquium, Vol. 2, S. 417 - 430, Rom 1993.

Nr. 53: STEPHAN, THOMAS: Ansätze zur Bewertung von Zins-Swaps und ihren Derivaten, Mannheim 5/92, 65 Seiten.

Nr. 54: STEPHAN, THOMAS: Zur Bestimmung der Duration von Zins-Swaps, Mannheim 9/92, 39 Seiten.

Nr. 55: ALBRECHT, PETER; PETER BURGHARD; HENNING MEIER (Hrsg.): Proceedings, 5. Tagung, Deutsche AFIR-Gruppe, Mannheim 12/92, 141 Seiten.

Nr. 56: ZIMMERMANN, JOCHEN: Kostenzuordnung im deterministischen und stochastischen Fall - eine Extension des RIEBELschen Identitätsprinzips, Mannheim 2/93, erschienen in: Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung 46, 1994, S. 320 - 340.

Nr. 57: ZIMMERMANN, JOCHEN: Perspektiven der Erfolgsrechnung, Mannheim 3/93, 31 Seiten, erscheint in: Versicherungsbetriebe.

Nr. 58: ALBRECHT, PETER; PETER BURGHARD; HENNING MEIER (Hrsg.): Proceedings, 6. Tagung, Deutsche AFIR-Gruppe, Mannheim 07/93, 104 Seiten.

Nr. 59: ALBRECHT, PETER: Shortfall Returns and Shortfall Risk, Mannheim 9/93, erschienen in: Actuarial Approach for Financial Risks, Proceedings of the 4th AFIR International Colloquium, Orlando 1994, Vol. 1, S. 87 - 110.

Nr. 60: ALBRECHT, PETER; THOMAS STEPHAN: Single-Factor Immunizing Duration of an Interest Rate Swap, Mannheim 9/93, erschienen in: Proceedings of the 4th AFIR International Colloquium, Orlando 1994, Vol. 2, S. 757 - 779.

Nr. 61: ALBRECHT, PETER: Kapitalmarkttheoretische Fundierung des Risikoausgleichs im Kollektiv? - eine Anmerkung zu einem Beitrag von KOTSCH -, Mannheim 9/93, erschienen in überarbeiteter Form in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft 82, 1993, S. 593 - 602.

Nr. 62: ALBRECHT, PETER; PETER BURGHARD; HENNING MEIER (Hrsg.): Proceedings, 7. Tagung, Deutsche AFIR-Gruppe, Mannheim 11/93, 105 Seiten.

Nr. 63: ALBRECHT, PETER; HEINRICH SCHRADIN: Der Einsatz von Financial Swaps im Kapitalanlagemanagement von Versicherungsunternehmen, Mannheim 1/94, erschienen in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft 83, 1994, S. 147 - 191.

Nr. 64: SCHRADIN, HEINRICH R.: Kapitalanlage-Controlling: Erfolgsquellen-Analyse in der Lebensversicherung. erschienen in: HIPP, CH. (Hrsg.): Geld, Finanzwirtschaft, Banken und Versicherungen 1993, Karlsruhe 1994, S. 691 - 714.

Nr. 65: ALBRECHT, PETER: Gewinn und Sicherheit als Ziele der Versicherungsunternehmung: Bernoulli-Prinzip vs. Safety First-Prinzip, Mannheim 2/94, erschienen in: Schwebler, R. (Hrsg.): Dieter Farny und die Versicherungswissenschaft, Karlsruhe 1994, S. 1 - 18.

Nr. 66: ALBRECHT, PETER; RAIMOND MAURER; JÜRGEN MAYSER: Faktorenmodelle: Grundlagen und Einsatz im Investment-Management, Mannheim 2/94, 75 Seiten.

Nr. 67: ALBRECHT, PETER; PETER BURGHARD; HENNING MEIER (Hrsg.): Proceedings, 8. Tagung, Deutsche AFIR-Gruppe, Mannheim 05/94, 72 Seiten.

Nr. 68: ALBRECHT, PETER: Zur Konzeptualisierung von Risiko und Chance mit Anwendungen in den Finanz- und Versicherungsmärkten, Mannheim 7/94, erschienen in: HÜBNER, U., E. HELTEN, P. ALBRECHT (Hrsg.): Recht und Ökonomie der Versicherung, Festschrift für Egon Lorenz, Karlsruhe 1994, S. 1 - 22.

Nr. 69: ALBRECHT, PETER; RAIMOND MAURER; THOMAS STEPHAN: Ertrag und Shortfall-Risiken rollierender Wertsicherungsstrategien mit Optionen, Mannheim 08/94, 31 Seiten, erschienen in überarbeiteter Form in: Die Bank 4/1995, S. 238 - 241.

Nr. 70: ALBRECHT, PETER; RAIMOND MAURER; MATTHIAS TIMPEL: Die Evaluation des Risiko-Ertrags-Profils von Aktienpositionen mit Optionen auf der Grundlage des Shortfall-Ansatzes, Mannheim 09/94, 26 Seiten, erscheint in überarbeiteter Form in: Proceedings of the 5th AFIR International Colloquium, Brüssel 1995.

Nr. 71: SCHRADIN, HEINRICH: Kritische Erfolgsfaktoren in der Versicherung - Untersuchungsansätze und methodische Grundlagen für die Analyse organisatorischer Teileinheiten -, Mannheim 10/94, erschienen in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft 83, 1994, S. 531 - 561.

Nr. 72: ALBRECHT, PETER; ALEXANDER KÖNIG; HEINRICH R. SCHRADIN: Katastrophenversicherungs-Termingeschäfte: Grundlagen und Anwendungen im Risikomanagement von Versicherungsunternehmen, Mannheim 11/94, erschienen in überarbeiteter Form in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft, 83, 1994, S. 633 - 682.

Nr. 73: ALBRECHT, PETER: Dimensionen des Versicherungstechnischen Risikos, Mannheim 11/94, erschienen in: HESBERG, D., M. NELL, W. SCHOTT (Hrsg.): Risiko - Versicherung - Markt, Festschrift für Prof. Dr. Walter Karten, Karlsruhe 1994, S. 325 - 339.

Nr. 74: ALBRECHT, PETER; PETER BURGHARD; HENNING MEIER (Hrsg.): Proceedings, 9. Tagung, Deutsche AFIR-Gruppe, Mannheim 11/94, 75 Seiten.

Nr. 75: MAURER, RAIMOND; THOMAS G. STEPHAN: Konstruktion einer Immobilien-Rendite-Benchmark und deren Anwendung für die Performance-Evaluation deutscher offener Immobilienfonds, Mannheim 02/95, 18 Seiten, erscheint in überarbeiteter Form in: Die Bank, 1995.

Nr. 76: STEPHAN, THOMAS, G.: Mindestrenditerestriktionen für die Kapitalanlage von Lebensversicherungsunternehmen: Quantifizierung und Konsequenzen für die Kapitalanlagepolitik, Mannheim 03/95, 46 Seiten.

Nr. 77: ALBRECHT, PETER: Asset/Liability-Management: Status Quo und zukünftige Herausforderungen. Mannheim 3/95, erschienen in: Zeitschrift für Versicherungswesen 9/1995, S.226 - 231.

Nr. 78: SCHRADIN, HEINRICH R.; INGO TELSCHOW: Solvabilitätskontrolle in der Schadenversicherung - eine betriebswirtschaftliche Analyse der Risk Based Capital (RBC)-Anforderungen in den Vereinigten Staaten -, Mannheim 03/95, 42 Seiten.

Nr. 79: ALBRECHT, PETER; RAIMOND MAURER; THOMAS G. STEPHAN: Shortfall-Performance rollierender Wertsicherungsstrategien, Mannheim 03/95, 16 Seiten.

Nr. 80: ALBRECHT, PETER; PETER BURGHARD; HENNING MEIER (Hrsg.): Proceedings, 10. Tagung, Deutsche AFIR-Gruppe, Mannheim 05/95, 106 Seiten.

Nr. 81: STEPHAN, THOMAS G.: Die Integration von Schuldscheindarlehen in portfoliotheoretische Modelle für die Kapitalanlage von Versicherungsunternehmen, Mannheim 5/95, 25 Seiten.