



## Wirtschaft und Management

Schriftenreihe zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung und Praxis

# Risikomanagement

**Michael Jeckle / Robert Schwarz**

Gemeinsame Ausfallswahrscheinlichkeiten  
von österreichischen Klein- und Mittelunternehmen

**Rainer Jankowitsch / Stefan Pichler**

Estimating Credit Spread Curves for EMU Government Bonds

**Hubert Schicketanz / Tatjana Slavova**

Der Faire Wert eines Lebensversicherungsvertrages

**Johannes Jäger**

Basel II: Ein Schritt in Richtung globaler Finanzarchitektur



# Wirtschaft und Management

Schriftenreihe zur wirtschaftswissenschaftlichen  
Forschung und Praxis



Fachhochschule des bfi Wien

## Autorenhinweise

Möchten Sie einen Beitrag in „Wirtschaft und Management“ veröffentlichen? Wir freuen uns, wenn Sie uns einen Artikel senden. Wir werden Sie nach besten Kräften unterstützen. Nachfolgend finden Sie einige Hinweise, wie Sie zu einem möglichst „druckreifen“ Manuskript gelangen.

### 1. Allgemeine Hinweise

- **Schrift:** Arial
- **Schriftgröße:** 10 Pkt.
- **Zeilenabstand:** 1,5 Zeilen
- **Satz:** Blocksatz
- **Silbentrennung:** Bedingten Trennstrich (Strg und -) verwenden
- **Rechtschreibung:** Bitte verwenden Sie die neuen deutschen Rechtschreibregeln
- **Bilder und Grafiken:** Stellen Sie bitte alle Bilder und Graphiken in separaten Dateien bei! Die Bildauflösung soll für den Druck mindestens 300dpi betragen. Bedenken Sie bei der Einbindung von Grafiken und Bildern, dass Ihr Beitrag im Schwarz-Weiß-Druck erscheinen wird und wählen Sie starke Kontraste und keine dunklen Hintergründe.
- **Lebenslauf und Portrait:** Stellen Sie bitte in extra Dateien einen kurzen Lebenslauf (ca. 5 bis max. 10 Zeilen) und ein Portrait von Ihnen und Ihren MitautorInnen bei.
- **Bitte wählen Sie keine Sonderformate!**

### 2. Gestaltung des Beitrags

- **Titel des Beitrags:** fett
- **AutorIn:** Geben Sie Titel Vorname Nachname der/des Autorin/Autors sowie Institution / Firma an
- **Abstract:** Stellen Sie bitte Ihrem Beitrag nach den o.g. Angaben einen kurzen deutschen und einen englischen Abstract voran.
- **Überschriften:** Verwenden Sie maximal drei Gliederungsebenen (1.; 1.1.; 1.1.1.)
- **Aufzählungen:** Nummerierte Aufzählungen mit 1., 2., 3. usw. nummerieren, Aufzählungen ohne Nummerierung nur mit vorangestelltem Trennstrich -.
- **Fett und Kursivdruck:** Nicht nur das Wort, auch die vorne und hinten angrenzenden Silbenzeichen im selben Format.
- **Anmerkungen:** Anmerkungen werden als Fußnoten notiert (Menü Einfügen / Fußnote/ Fußnote Seitenende; automatische Nummerierung).
- **Zitation im Text:** Zitieren Sie nur im Text. Ein/e AutorIn: (Familienname Jahr); Zwei AutorInnen / HerausgeberInnen: (Familienname / Familienname Jahr); Mehrere AutorInnen / HerausgeberInnen: (Familienname et al. Jahr); Mit Seitenangaben: (Familienname Jahr: ##) oder (Familienname Jahr: ##-##) oder (Familienname Jahr: ## f.) oder (Familienname Jahr: ## ff.).  
Mehrere Literaturzitate bitte nach Erscheinungsjahr reihen und durch Strichpunkt(e) trennen. Mehrere Literaturzitate desselben Autors / derselben Autorin mit Beistrich absetzen.
- **Literaturverzeichnis:** Das komplette Literaturverzeichnis platzieren Sie am Ende des Textes.  
Monographie: Familienname, Vorname (Jahr): Titel. Ort: Verlag.  
Zeitschrift: Familienname, Vorname (Jahr): Titel. In: Zeitschrift Vol (Nr.), ##-##.  
Zeitung: Familienname, Vorname (Jahr): Titel. In: Zeitung Nr., Datum, ##-##.  
Internet-Dokument: Familienname, Vorname (Jahr): Titel. <URL>, Datum des Download (= last visit).  
Sammelbände: Familienname, Vorname/Familienname, Vorname (Hg. bzw. ed./eds., Jahr): Titel. Ort: Verlag.  
Aufsätze in Sammelbänden: Familienname, Vorname (Jahr): Titel. In: Familienname, Vorname (Hg. bzw. ed./eds.): Titel. Ort: Verlag, ##-##.  
Mehrere AutorInnen: Familienname, Vorname/Familienname, Vorname (Rest siehe: ein/e AutorIn)

### 3. Betreuung durch die Redaktion / Nutzungsrechte

Bitte stimmen Sie Thema und Länge Ihres Beitrags mit der Redaktion ab. Die Redaktion steht Ihnen gerne für Fragen bzw. zur Abstimmung Ihres Themas zur Verfügung. Mit der Einreichung des Manuskripts räumt der/die AutorIn dem Herausgeber für den Fall der Annahme das unbeschränkte Recht der Veröffentlichung in „Wirtschaft und Management“ (in gedruckter und elektronischer Form) ein. Vor der Veröffentlichung erhalten Sie die redigierte Endfassung Ihres Beitrags zur Freigabe. Sie werden ersucht, diese Version rasch durchzusehen und die Freigabe durchzuführen. Notwendige Korrekturen besprechen Sie bitte mit der Redaktion. Nach Erscheinen Ihres Artikels erhalten Sie 5 Autorenexemplare durch den Herausgeber. Mit der Übermittlung des Manuskripts erkennen Sie die Bedingungen des Herausgebers an.

**Kontakt:** Mag. Evamaria Schlattau; E-Mail: [evamaria.schlattau@fh-vie.ac.at](mailto:evamaria.schlattau@fh-vie.ac.at); Tel.: +43/1/720 12 86  
Fachhochschule des bfi Wien, Wohlmutstraße 22; 1020 Wien

# Editorial

Der Start dieser neuen Schriftenreihe erfolgte im November 2004 im Rahmen eines FH-weiten Forschungsschwerpunktes zum Thema Basel II / Risikomanagement.

Inzwischen wurden an der Fachhochschule bereits mehrere Forschungsprojekte zum Themenkreis abgeschlossen. Davon wurde ein Projekt mit dem Kreditschutzverband von 1870 (KSV), ein weiteres Projekt mit Univ.-Prof. Dr. Schwaiger von der TU Wien durchgeführt.

Drei weitere Projekte werden unter Mitwirkung von Studierenden abgewickelt. Diese umfassen einerseits die Befragung von Banken und auch von Unternehmen zu den erwarteten Auswirkungen von Basel II auf Rating und Kreditvergabe, andererseits eine Analyse der Auswirkungen von Basel II auf die Ratingvorbereitung von KMUs. Zwei dieser Projekte werden in Kooperation mit der Fachhochschule Beider Basel durchgeführt.

Im Augenblick befinden sich 4 Auftragsprojekte mit österreichischen Großbanken in Vorbereitung. Diese behandeln spezielle Fragestellungen im Zusammenhang mit Basel II.

In der vorliegenden Ausgabe der Schriftenreihe werden 4 Themen abgehandelt, durch die es sehr gut gelingt, den Bogen von der Forschung zur Praxis zu spannen.

In der Studie von Jeckle und Schwarz, die auf der eingangs erwähnten Forschungsk Kooperation mit dem KSV fußt, werden Ausfallskorrelationen für österreichische KMUs geschätzt. Dabei wird speziell auf die Unterschiede in Abhängigkeit von Umsatz und Branche eingegangen.

Jankowitsch und Pichler zeigen, wie sich Zinskurven und Credit Spreads schätzen lassen und welche Daten dafür benötigt werden. Zinskurven und Credit Spreads sind für das Pricing moderner Finanzinstrumente wie Credit Default Swaps und Asset Backed Securities von besonderer Bedeutung.

Der Beitrag von Schicketanz und Slavova beschäftigt sich mit der fair value-Bewertung von Versicherungskontrakten. Dieses für die Versicherungswirtschaft aktuelle Thema wird sicher noch längere Zeit die Publikationstätigkeit der Fachhochschule befruchten.

Jäger analysiert in seinem Aufsatz, inwieweit die Neuregulierung der Banken durch Basel II eine Änderung der Finanzarchitektur zur Folge haben könnte. Er kommt zum Ergebnis, dass Basel II die vorherrschende Finanzarchitektur nicht grundsätzlich verändert, wohl aber vertieft. Wichtige Ergebnisse seines Beitrages liegen in der Erweiterung der Diskussion um Basel II, was ihn auch interessante Zukunftsperspektiven aufzeigen lässt.

Wie bereits bisher werden im Anhang Berichte sowie Rezensionen und Literaturempfehlungen veröffentlicht.

Diese Schriftenreihe wendet sich an ExpertInnen und Interessierte sowohl in Forschungsinstitutionen als auch in Unternehmen und unterstützt durch ihre Beiträge die Anwendungsbezogenheit der wissenschaftlichen Forschung. Ich freue mich, dass „INFORM“ als wissenschaftlich kompetenter Kooperationspartner an unserer Schriftenreihe mitwirkt.

Ich bin davon überzeugt, dass die hier abgehandelten Themen für einen großen Leserkreis von Interesse sind. Wir werden jedenfalls bemüht sein, auch in Zukunft relevante Themen aufzuarbeiten, die sich durchaus auch auf andere Kompetenzbereiche der Fachhochschule – außerhalb der Bank- und Finanzwirtschaft – beziehen werden.



Prof. (FH) Dr. Rudolf Stickler  
Rektor (FH) der Fachhochschule des bfi Wien



**Rudolf Stickler**  
Rektor (FH)  
der Fachhochschule des bfi Wien

## **Impressum**

*Medieninhaber; Herausgeber und Verleger:*

Fachhochschule des bfi Wien Gesellschaft m.b.H.  
A-1020 Wien, Wohlmutstraße 22, Tel.: 01/720 12 86  
E-Mail: [info@fh-vie.ac.at](mailto:info@fh-vie.ac.at)  
<http://www.fh-vie.ac.at> <http://basel2.fh-vie.at>

*Geschäftsführer:*

Dr. Helmut Holzinger

*Redaktionsleitung:*

Mag. Evamaria Schlattau

*Redaktion:*

Prof. (FH) Michael Jeckle  
Dr. Johannes Jäger  
Dr. Stephanie Messner  
Prof. (FH) Rudolf Stickler  
Dr. Thomas Wala

*Lektorat:*

Mag. Martin Buxbaum  
Dr. Ilse Schindler  
Prof. (FH) Dr. Günter Strauch

*Layout und Druck:*

Claudia Kurz, 1020 Wien

*Hinweis des Herausgebers:*

Die in „Wirtschaft und Management“ veröffentlichten Beiträge enthalten die persönlichen Ansichten der AutorInnen und reflektieren nicht notwendigerweise den Standpunkt der Fachhochschule des bfi Wien bzw. des wissenschaftlichen Vereins INFORM.

## Inhaltsverzeichnis

<b>Beiträge</b>	<b>Seite</b>
Gemeinsame Ausfallswahrscheinlichkeiten von KMU <i>Michael Jeckle / Robert Schwarz</i>	7
Estimating Credit Spreads Curves for EMU Government Bonds <i>Rainer Jankowitsch / Stefan Pichler</i>	33
Der Faire Wert eines Lebensversicherungsvertrages <i>Hubert Schicketanz / Tatjana Slavova</i>	51
Basel II: Ein Schritt in Richtung globaler Finanzarchitektur <i>Johannes Jäger</i>	69
<b>Berichte</b>	<b>Seite</b>
Ratingmodelle österreichischer und Schweizer Banken <i>Stephanie Messner</i>	83
Basel II: Perspektiven von österreichischen Banken und Klein- und Mittelunternehmen <i>Johannes Jäger</i>	84
Aggregation von Kredit- und Marktrisiko <i>Christian Cech</i>	85
Mit dem richtigen MBA zum Erfolg <i>Barbara Lischka</i>	86
<b>Rezensionen und Literaturempfehlungen</b>	<b>Seite</b>
Rezensionen und Literaturempfehlungen	88
<b>Verzeichnis der AutorInnen</b>	<b>Seite</b>
Verzeichnis der AutorInnen	91
<b>Working Papers und Studien der Fachhochschule des bfi Wien</b>	<b>Seite</b>
Working Papers und Studien der Fachhochschule des bfi Wien	93



# Gemeinsame Ausfallwahrscheinlichkeiten von österreichischen Klein- und Mittelunternehmen

## Abstract

In dieser Studie werden die gemeinsamen Ausfallwahrscheinlichkeiten von österreichischen Klein- und Mittelunternehmen (KMU) mit einem Ein-Faktormodell geschätzt. Ein Ergebnis der Studie ist, dass im Durchschnitt die gemeinsame Ausfallwahrscheinlichkeit steigt, je höher die individuelle Ausfallwahrscheinlichkeit ist. Die Unternehmen mit einem Jahresumsatz bis 1 Million € weisen die geringste gemeinsame Ausfallwahrscheinlichkeit auf, während Unternehmen mit einem Umsatz zwischen 1 und 5 Millionen € die höchste gemeinsame Ausfallwahrscheinlichkeit haben. Die empirische Analyse zeigt, dass die Höhe der gemeinsamen Ausfallwahrscheinlichkeit von der Branche abhängt.

*We estimate the joint default probabilities of Austrian Small and Medium-sized Enterprises (SME) with a one-factor risk model. Results show that the joint default probability increases, on average, with the individual default probability. SMEs with an annual turnover up to 1 million € have the weakest joint default probability and SMEs with a turnover between 1 and 5 million € have the highest correlation. The empirical analysis shows that the joint default probability depends on the industry.*



**Michael Jeckle**  
Fachhochschule des bfi Wien



**Robert Schwarz**  
Fachhochschule des bfi Wien

## 1. Einleitung

Die Zusammensetzung des Kreditportfolios wurde traditionell vor allem durch das Neugeschäft gesteuert. In den letzten Jahren hat es jedoch eine stürmische Entwicklung an den Kreditmärkten gegeben. Instrumente wie ABS (Asset Backed Securities) und Kreditderivate führen dazu, dass sich Kredite immer mehr den traditionellen Wertpapieren annähern, bei denen mit Hilfe der Sekundärmärkte jederzeit eine Umschichtung des Portfolios möglich ist. In Deutschland gibt es seit dem 13. Oktober 2004 sogar eine Kreditbörse,<sup>1</sup> wo Banken und institutionelle Adressen aus der Finanzwirtschaft Kredite kaufen und verkaufen können.

---

<sup>1</sup> Deutsche Kreditbörsen AG in München

Die laufende Steuerung des gesamten Kreditportfolios wird somit immer leichter, und eines Tages erscheint es sogar möglich, dass das Kreditportfolio genau so leicht wie ein Wertpapierportfolio gesteuert werden kann.

Um ein Kreditportfolio optimal mit den neuen Instrumenten steuern zu können, ist es notwendig, die Ertrags-/Risikostruktur eines solchen Portfolios quantifizieren zu können. Auch für ein modernes Pricing, bei dem Eigenkapitalkosten auf den marginalen unexpected Loss (Beitrag des einzelnen Kredits zum unerwarteten Verlust des gesamten Kreditportfolios) kalkuliert werden, ist die Quantifizierung der Verlustverteilung des Kreditportfolios unerlässlich.

Wie aus der einschlägigen Literatur bekannt, ist die Schätzung der Verlustverteilung eines Kreditportfolios ein nicht einfach zu lösendes Problem, da Kreditportfolios, wie später gezeigt wird, keine Normalverteilung aufweisen. Eine wesentliche Rolle für die Verteilung des Kreditportfolios kommt den Defaultkorrelationen zu. Mit diesen lassen sich bei deterministischem Loss Given Default (LGD) die Standardabweichung der Verluste des Kreditportfolios und auch die marginalen Beiträge der einzelnen Kredite zu dieser Standardabweichung berechnen. Für jene Ansätze, die als unexpected Loss die Standardabweichung heranziehen und diese dann mit einem economic Multiplier zum Credit Value at Risk hochrechnen, stellen die Defaultkorrelationen die wichtigste Inputgröße dar.

Die Schätzung der Defaultkorrelationen kann auf vielfältige Weise geschehen und hängt davon ab, welches Ausfallmodell als Basis dient. Die Schätzungen in dieser Studie basieren auf einem Modell, das die Unternehmenswertentwicklung (genauer die Marktwertentwicklung des Eigenkapitals) berücksichtigt und dem Kreditportfoliomodell von CreditMetrics<sup>2</sup> zugrunde liegt.

Im Juli 2004 veröffentlichte die Europäische Kommission nach langer Diskussion eine Rohversion der Basel II-Richtlinie,<sup>3</sup> die im Wesentlichen dem dritten Baseler Konsultationspapier vom Baseler Ausschuss für Bankenaufsicht<sup>4</sup> folgt. Mit dieser Richtlinie werden die Baseler Vereinbarungen (kurz Basel II) für nahezu alle Banken und Wertpapierfirmen in der EU verbindlich. Basel II schreibt u.a. vor, dass Kreditrisiken mit Eigenkapital zu unterlegen sind, dessen Höhe vom Ausmaß des Kreditrisikos abhängt. Im Vergleich dazu müssen zur Zeit für Unternehmenskredite 8% der Kreditsumme unabhängig vom Risiko unterlegt werden. In den IRB-Ansätzen (internal rate based) ergibt sich die Höhe der Eigenmittelunterlegung für Unternehmenskredite auf Grund einer Formel, in welche als Input-Parameter die Ausfallswahrscheinlichkeit, der LGD, die Laufzeit und die Umsatzhöhe eingehen, jedoch erlaubt Basel II im Gegensatz zum Marktrisiko im Handelsbuch beim Kreditrisiko nicht die Verwendung eines vollständigen eigenen Modells, da den Aufsichtsorganen die Methodik und Datenlage im Bereich der Kreditportfoliomodelle noch nicht ausgereift erscheint. Es ist aber anzunehmen, dass in einem nächsten Schritt

---

<sup>2</sup> CreditMetrics von J.P. Morgan

<sup>3</sup> Zum Richtlinienvorschlag der Europäischen Kommission (in Rohversion): [http://www.europa.eu.int/comm/internal\\_market/regcapital/index\\_en.htm](http://www.europa.eu.int/comm/internal_market/regcapital/index_en.htm)

<sup>4</sup> Der Ausschuss wurde 1974 von den Ländern Belgien, Kanada, Frankreich, Deutschland, Italien, Japan, Luxemburg, Niederlande, Spanien, Schweden, Schweiz, Großbritannien und USA gegründet. Die Länder werden von ihren jeweiligen Nationalbanken repräsentiert.

(Basel III ?) dies kommen wird, abgesehen davon gibt es schon einige Institute, die auf Grund eigener Steuerungszwecke mit Kreditportfoliomodellen arbeiten.

Grundlage der Formel für die Eigenmittelunterlegung in den IRB- Ansätzen ist ein Modellrahmen, welcher ebenfalls auf der Entwicklung der Unternehmenswerte als Ausfallsursache basiert. Die Unternehmenswertentwicklung hängt dabei von einem systematischen Faktor (prinzipiell lassen solche Modelle es auch zu, mehrere systematische Faktoren zu modellieren) und einem unsystematischen Faktor ab. Alle Variablen werden als normalverteilt angenommen. Die Defaultkorrelationen stellen eine Funktion der Korrelationen der Unternehmenswertentwicklungen dar (im folgenden als Assetkorrelationen bezeichnet). Diese ergeben sich in einem Ein-Faktormodell prinzipiell aus dem Produkt der Anteile der Unternehmenswertentwicklungen, die auf den systematischen Faktor zurückzuführen sind.

In den IRB-Formeln zur Eigenmittelunterlegung für Unternehmenskredite sind diese Anteile nicht konstant, sondern hängen von den jeweiligen Ausfallswahrscheinlichkeiten ab. Je höher die Ausfallswahrscheinlichkeiten, umso niedriger ist die unterstellte Assetkorrelation.

Darüber hinaus führt die modifizierte Formel im dritten Konsultationspapier (2003) zu einer geringeren Assetkorrelation, je kleiner die Unternehmensgröße ist (Jahresumsatz zwischen 5 und 50 Millionen €). Die neue Berechnungsmethode wurde nach heftiger Intervention vor allem von Deutschland eingeführt, um die Eigenkapitalunterlegung für Kredite an kleine KMUs zu reduzieren und damit diese Kredite zu verbilligen. Die angenommenen Assetkorrelationen können zwischen 8% und 24% schwanken.

Das Ziel dieser Studie ist, die Assetkorrelationen von österreichischen Klein- und Mittelunternehmen (KMUs) abhängig von Ratingklassen, Unternehmensgröße und Branche mit Hilfe der Firmendatenbank vom österreichischen Kreditschutzverband (KSV) zu schätzen. Aus den Assetkorrelationen werden dann anschließend die Defaultkorrelationen analytisch berechnet, und die empirischen Ergebnisse werden mit den im Basel II-Richtlinienentwurf gemachten Annahmen verglichen.

## 2. Grundlagen Ausfallkorrelation

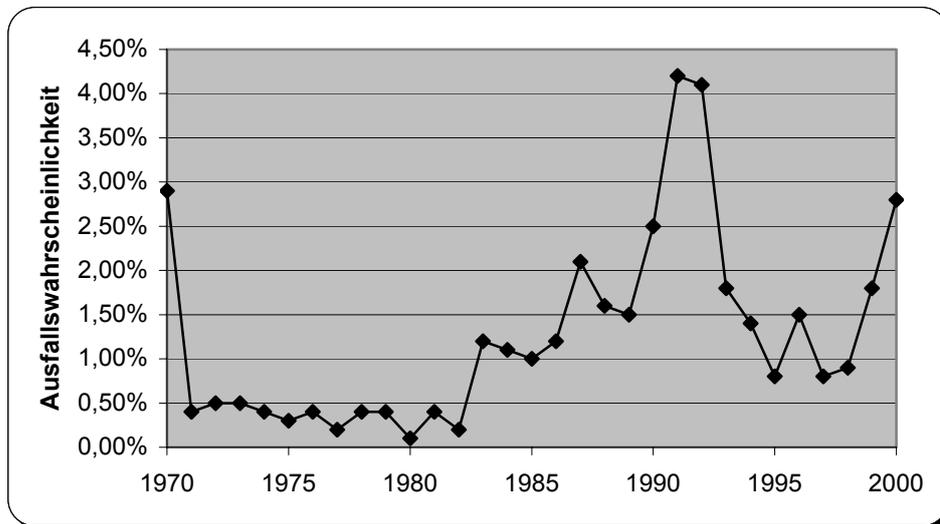
Die Ausfallkorrelation (auch Defaultkorrelation) misst die Wahrscheinlichkeit für die Insolvenz zweier Unternehmen zum gleichen Zeitpunkt. Der Ausdruck Korrelation ist in diesem Zusammenhang etwas irreführend, da die klassische lineare Korrelation, wie sie aus Zeitreihenanalysen von Aktienkursen, Wechselkursen oder Zinssätzen bekannt ist, kein geeignetes Maß für die Abhängigkeit von Ausfällen darstellt. Der Begriff Defaultkorrelation ist lediglich eine allgemeine Bezeichnung für die Interdependenzen von Kreditausfällen.<sup>5</sup>

---

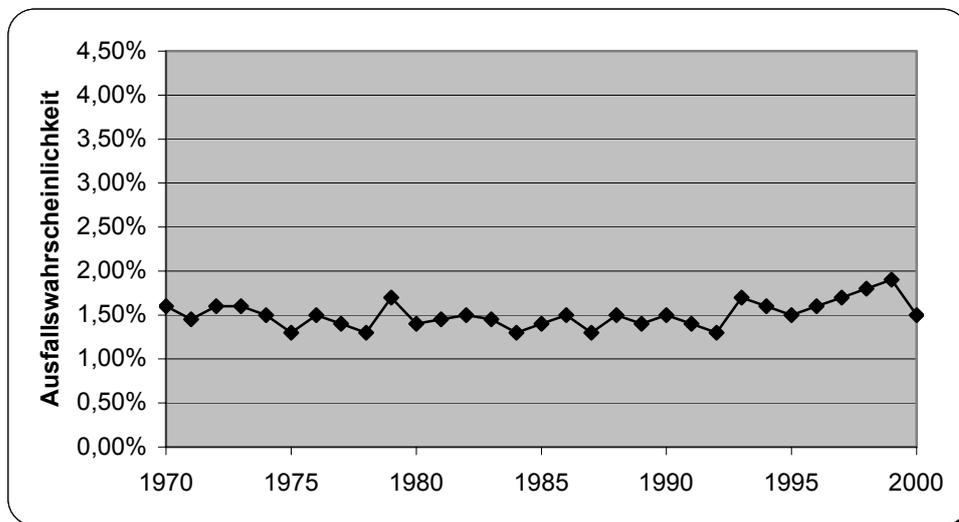
<sup>5</sup> siehe Credit Derivatives Pricing Models, S. 289 - 360, P.J. Schönbucher

Abbildung 1 zeigt die 12-Monats-Ausfallraten von US Corporate Bonds von 1970 bis 2000 mit einer durchschnittlichen Ausfallquote von 5%, und die Abbildung 2 zeigt ein hypothetisches simuliertes Portfolio mit gleicher durchschnittlicher Ausfallswahrscheinlichkeit wie in Abbildung 1, allerdings mit unabhängigen Ausfällen.

**Abbildung 1:** Ausfallraten US Corporate Bonds (Source: Moody's)



**Abbildung 2:** Simulierter Pfad von unabhängigen Ausfällen



Man kann deutlich sehen, dass in der Abbildung 1 die Volatilität der Ausfallraten der US Corporate Bonds um einiges höher ist als die simulierten unabhängigen Ausfälle in der zweiten Graphik. Zusätzlich bilden die Ausfälle der Corporate Bonds sogenannte Cluster, d.h. einem Jahr mit einer hohen Ausfallrate folgt meist ein Jahr mit einer ebenfalls hohen Ausfallswahrscheinlichkeit und einem Jahr mit geringer Ausfallrate folgt oft ein Jahr mit wenig Ausfällen. Es muss also einen systematischen Einfluss auf die Höhe der gemeinsamen Ausfallswahrscheinlichkeiten geben. Die gemeinsame Abhängigkeit von diesem systematischen Einfluss, wie zum Beispiel vom

Konjunkturzyklus, beeinflusst die gemeinsame Ausfallswahrscheinlichkeit und damit die Ausfallkorrelation.

Der Begriff Ausfallkorrelation hängt eng mit den Begriffen *lineare Ausfallkorrelation*, *bedingte Ausfallswahrscheinlichkeit* und *gemeinsame Ausfallswahrscheinlichkeit* zusammen. Bei zwei Kreditnehmern  $A$  und  $B$  und einem fixen Zeithorizont  $T$  können folgende Variablen bestimmt werden:

- Die Wahrscheinlichkeit, dass  $A$  und  $B$  vor dem Zeitpunkt  $T$  ausfallen, wird als gemeinsame Ausfallswahrscheinlichkeit  $p_{AB}$  bezeichnet.
- Die Wahrscheinlichkeit, dass  $A$  vor dem Zeitpunkt  $T$  ausfällt, wenn  $B$  bereits ausgefallen ist, oder dass  $B$  ausfällt, wenn  $A$  bereits ausgefallen ist, wird als bedingte Ausfallswahrscheinlichkeit  $p_{A|B}$  bzw.  $p_{B|A}$  bezeichnet.
- Der lineare Korrelationskoeffizient  $Q_{AB}$  zwischen den Ausfallereignissen  $\mathbf{1}_{(A)}$  und  $\mathbf{1}_{(B)}$ . (Die Indikatorfunktion für den Ausfall ist gleich  $\mathbf{1}_{(A)} = 1$ , wenn  $A$  vor dem Zeitpunkt  $T$  ausfällt und  $\mathbf{1}_{(A)} = 0$ , wenn  $A$  nicht ausfällt).

Mit Hilfe des Bayes-Theorem können aus den o.a. Variablen folgende Gleichungen aufgestellt werden:

$$p_{A|B} = \frac{p_{AB}}{p_B}, \quad p_{B|A} = \frac{p_{AB}}{p_A} \quad (1)$$

Aus der Definition des linearen Korrelationskoeffizienten ergibt sich die Formel zur Berechnung der Defaultkorrelation:

$$Q_{AB} = \frac{p_{AB} - p_A p_B}{\sqrt{p_A(1-p_A)p_B(1-p_B)}} \quad (2)$$

Bei sehr geringen individuellen Ausfallswahrscheinlichkeiten kann der Einfluss der Ausfallkorrelationen auf das Risiko eines Kreditportfolios sehr groß sein.

Die gemeinsame Ausfallswahrscheinlichkeit ergibt sich somit aus Gleichung (2):

$$p_{AB} = p_A p_B + Q_{AB} \sqrt{p_A(1-p_A)p_B(1-p_B)} \quad (3)$$

und die bedingte Ausfallswahrscheinlichkeit ergibt sich durch Einsetzen der Gleichung (3) in Gleichung (1):

$$p_{A|B} = p_A + Q_{AB} \sqrt{\frac{p_A}{p_B}(1-p_A)(1-p_B)} \quad (4)$$

Die folgenden Berechnungen zeigen die Auswirkungen der Defaultkorrelation auf die gemeinsame Ausfallswahrscheinlichkeit und die bedingte Ausfallswahrscheinlichkeit unter der Annahme einer Assetkorrelation von  $Q_{AB} = Q = 5\%$  und von individuellen Ausfallswahrscheinlichkeiten  $p_A = p_B = p = 1\%$

$$p_{AB} = 0,01 \times 0,01 + 0,05 * 0,01 * 0,99 = 0,000595 \approx p^2 + Qp \approx Qp$$

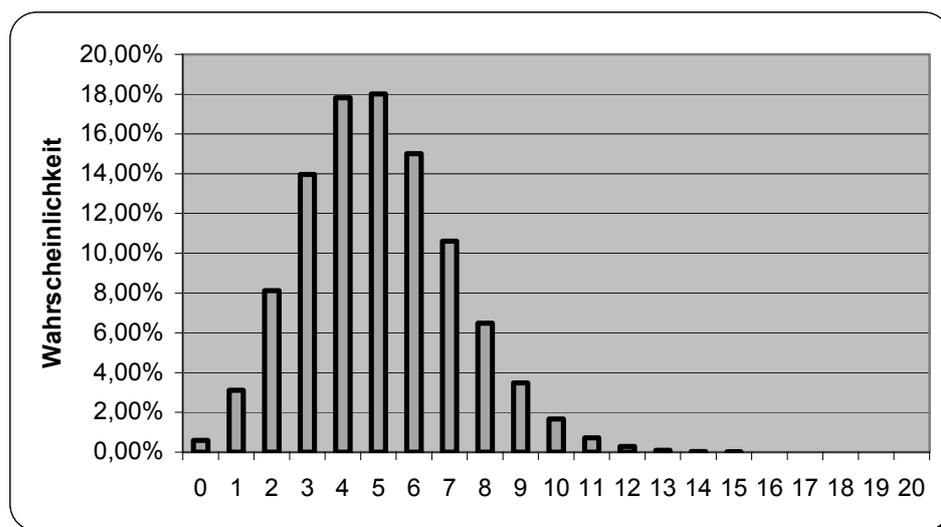
und

$$p_{A|B} = 0,01 + 0,05 * 0,99 = 0,0595 \approx Q$$

Man kann gut sehen, dass die gemeinsame Ausfallswahrscheinlichkeit  $p_{AB}$  und die bedingte Ausfallswahrscheinlichkeit  $p_{A|B}$  maßgeblich vom Korrelationskoeffizienten  $Q$  beeinflusst werden.

Die nächsten zwei Graphiken zeigen den Einfluss der Korrelation auf die Verlustverteilung eines Kreditportfolios mit 100 Kreditnehmern und einer einheitlichen individuellen Ausfallswahrscheinlichkeit von 5%, wobei Abbildung 3 von einer Korrelation von 0 (die Ausfälle sind unabhängig) und Abbildung 4 von einer perfekten Abhängigkeit (Korrelation = 1) ausgehen.

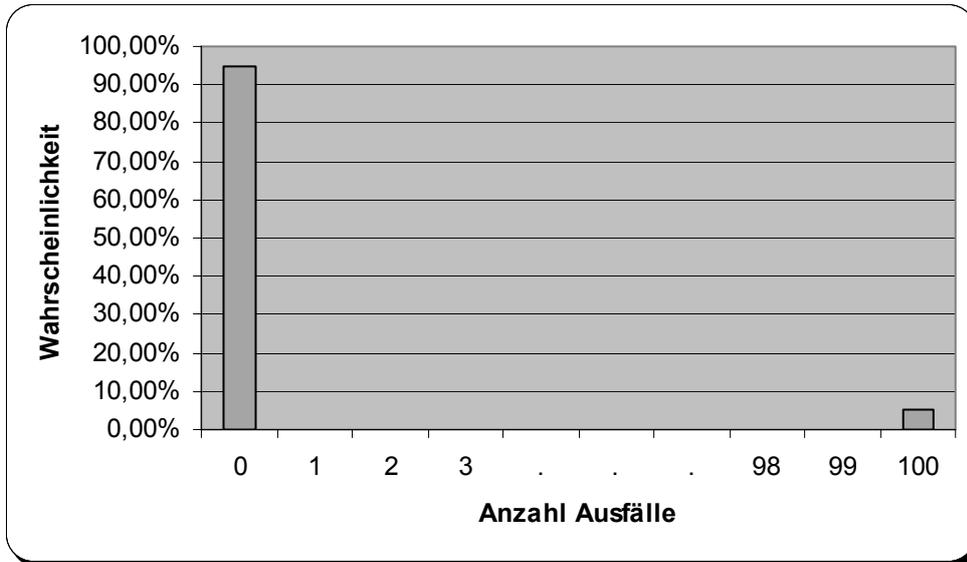
**Abbildung 3:** Verlustverteilung bei 100 Kreditnehmern, Ausfallswahrscheinlichkeit von 5 % und Ausfallkorrelation von 0



Zur Feststellung des Risikos eines Kreditportfolios benötigt man ein geeignetes Risikomaß. Der Value at Risk (VaR) gilt derzeit als zentrales Konzept zur Ermittlung eines potenziellen Risikobetrages. Der VaR gibt die Höhe des Verlusts an, die innerhalb eines bestimmten Zeitraums mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit nicht überschritten wird. Zum Beispiel bedeutet ein Ein-Jahres-Value at Risk von 1 Million € mit einem Konfidenzniveau von 99%, dass der Verlust innerhalb eines Jahres mit einer Wahrscheinlichkeit von 99% nicht größer als 1 Million € ist. Im o.a. Beispiel liegt der 99%ige VaR des Kreditportfolios bei einer Korrelation von 0 bei 11 Ausfällen, während der 99%ige VaR bei einer Korrelation von 1 bei 100 Ausfällen (alle fallen aus) liegt. Die Korrelation beeinflusst somit direkt den Grad der Asymmetrie der Verlustverteilung des Kreditportfolios,<sup>6</sup> d.h. je höher die Korrelation ist, umso mehr verschiebt sich bei gleicher durchschnitt-

<sup>6</sup> Die Verlustverteilung ist linkssteil und rechtsschief

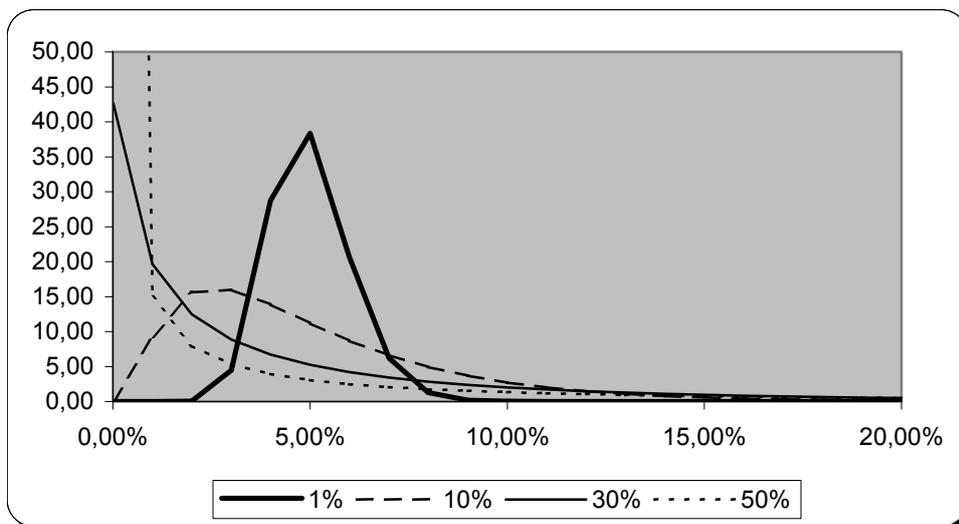
**Abbildung 4:** Verlustverteilung bei 100 Kreditnehmern, Ausfallswahrscheinlichkeit von 5% und Ausfallkorrelation von 1



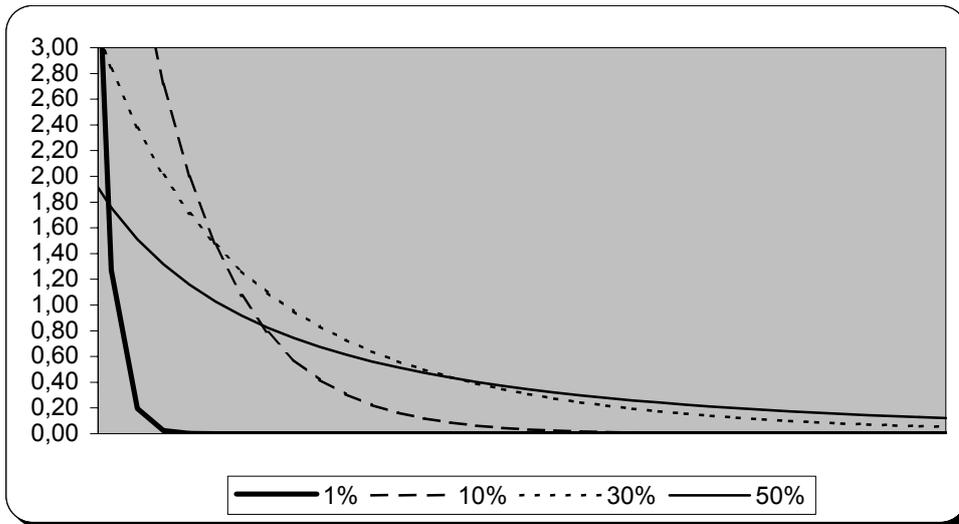
licher Ausfallswahrscheinlichkeit die Masse der Verlustverteilung nach links (Wahrscheinlichkeit von geringen Ausfällen steigt) und umso größer ist die Masse der Verlustverteilung im extremen Verlustbereich (Wahrscheinlichkeit hoher Verluste steigt ebenfalls).

Die nächsten beiden Abbildungen zeigen die verschiedenen Asymmetrien der Verlustverteilungen für verschiedene Korrelationen eines Portfolios (1%, 10%, 30% und 50%) mit einer einheitlichen individuellen Ausfallswahrscheinlichkeit von 5%, wobei auf der Abszisse der Anteil der Ausfälle und auf der Ordinate die dazugehörigen Wahrscheinlichkeiten aufgetragen sind. Abbildung 6 zeigt einen Ausschnitt der Verlustverteilung für verschiedene Korrelationen, wo man deutlich sehen kann, dass die Wahrscheinlichkeiten des Auftretens von extremen Verlusten mit höheren Korrelationen zunehmen („fat tails“).

**Abbildung 5:** Verlustverteilung eines Portfolios für verschiedene Korrelationen

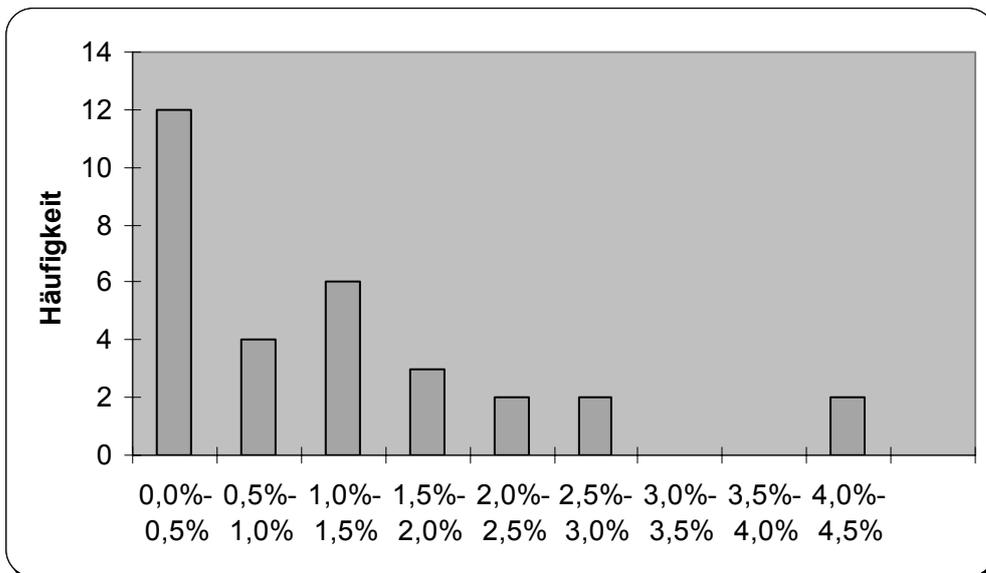


**Abbildung 6:** Randverteilungen für verschiedene Korrelationen



Wenn die Zahl der Kreditnehmer im Portfolio steigt, so konzentriert sich die Verlustwahrscheinlichkeit des Portfolios um die individuelle Ausfallswahrscheinlichkeit von 5% bei voneinander unabhängigen Ausfällen (Gesetz der großen Zahl). Bei einem Portfolio mit US Corporate Bonds, d.h. es sind sehr viele Schuldner im Portfolio, müsste bei unabhängigen Ausfällen die Ausfallrate jedes Jahr um die durchschnittliche Ausfallrate von 0,5% (siehe Abbildung 2) schwanken. Die nächste Abbildung zeigt aber deutlich, dass auch Klassen mit weit höheren Ausfallraten sehr ausgeprägt sind, was wiederum auf eine Korrelation der Ausfälle hinweist.

**Abbildung 7:** 12-Monats-Ausfallrate von 1970-2000 (Source: Moody's)



### 3. Ein-Faktormodell zur Berechnung der Assetkorrelationen

Die wichtigsten Methoden zur Berechnung der Defaultkorrelationen gehen auf die Arbeiten der Wirtschafts-Nobelpreisträger Merton (1974) und Black/Scholes (1973) zurück. In deren Modellen kommt es einfach ausgedrückt zum Ausfall, wenn die Höhe des Vermögens geringer ist als die Höhe der Verbindlichkeiten (Ausfallsschwelle). Die Veränderung des Unternehmenswertes ist eine Funktion von systematischen Risikofaktoren (Konjunktur, Branchenentwicklung usw.) und dem unsystematischen (firmenspezifischen) Risiko. Die Korrelation der Unternehmenswerte (Assetkorrelation) ergibt sich über die Anteile der systematischen Faktoren für die Unternehmenswertentwicklung und ist ein Maß für die gemeinsame Abhängigkeit der Kreditnehmer von den systematischen Faktoren.

Durch die Verwendung der Risikofaktoren kann die Anzahl der zu schätzenden Parameter reduziert werden. So müssen bei  $N$  Kreditnehmern  $N \times (N-1) / 2$  paarweise Korrelationen berechnet werden, während bei der Verwendung von  $M$  systematischen Faktoren nur noch  $M \times N$  Parameter geschätzt werden müssen.

Formal lässt sich die Entwicklung des Unternehmenswertes wie folgt darstellen:

$$R_{it} = \sqrt{\rho} F_t + \sqrt{(1-\rho)} \varepsilon_{it} \quad (5)$$

wobei  $R_{it}$  die prozentuelle Veränderung des Unternehmenswertes über den betrachteten Zeitraum ist, und die Variablen  $F_t$ ,  $\varepsilon_{it}$  sind standardnormalverteilte Zufallsvariablen, wobei  $F_t$  den systematischen Risikofaktor und  $\varepsilon_{it}$  den firmenspezifischen (idiosynkratischen) Faktor definiert. Die firmenspezifischen Faktoren sind untereinander und mit dem systematischen Faktor unkorreliert. Aus dem Modell ergibt sich, dass die  $R_{it}$  ebenfalls standardnormalverteilt sind. In der obigen Formulierung wird unterstellt, dass der Anteil des systematischen Faktors bei allen Kreditnehmern gleich ist, allgemeinere Formulierungen erlauben es, den systematischen Anteil zwischen den Kreditnehmern zu variieren, wie z.B. in der Basel II Formel.

Ist die unbedingte Ausfallswahrscheinlichkeit bekannt, so lässt sich die Ausfallsschwelle wie folgt berechnen:

$$\sqrt{\rho} F_t + \sqrt{(1-\rho)} \varepsilon_{it} < \Phi^{-1}(\bar{p}) \quad (6)$$

mit

$\Phi^{-1}(\cdot)$  ..... inverse Standardnormalverteilungsfunktion

$\bar{p}$  ..... unbedingte Ausfallswahrscheinlichkeit

$\Phi^{-1}(\bar{p})$  ..... Default-Schwelle

Die Gewichtung  $\sqrt{\rho}$  misst die Abhängigkeit des Kreditnehmers vom Konjunkturzyklus, wobei das Quadrat der Gewichtung die Assetkorrelation zweier Kreditnehmer  $i$  und  $j$  darstellt und über die Zeit konstant bleibt:

$$Cov[R_{it}, R_{jt}] = \rho \tag{7}$$

Je stärker die gemeinsame Abhängigkeit von zwei Kreditnehmern vom Konjunkturzyklus ist, umso größer ist die Assetkorrelation und damit die Varianz der Verlustverteilung einerseits und auch die Volatilität der Ausfallsrate über die Zeit andererseits.

Aus Gleichung (6) kann nun die bedingte Ausfallswahrscheinlichkeit  $p(f_t)$  abhängig von der Realisation des systematischen Faktors  $F_t$  berechnet werden:

$$p(f_t) = \Pr \left[ \varepsilon_u < \frac{\Phi^{-1}(\bar{p}) - \sqrt{p} f_t}{\sqrt{1-\rho}} \right] = \Phi \left[ \frac{\Phi^{-1}(\bar{p}) - \sqrt{p} f_t}{\sqrt{1-\rho}} \right] \tag{8}$$

mit

$\Phi(\cdot)$  ..... Standardnormalverteilungsfunktion

Die IRB-Ansätze gehen von dem 0,1% Quantil des standardnormalverteilten systematischen Risikofaktors aus

$$f_t = \Phi^{-1}(0,001) \approx -3,09$$

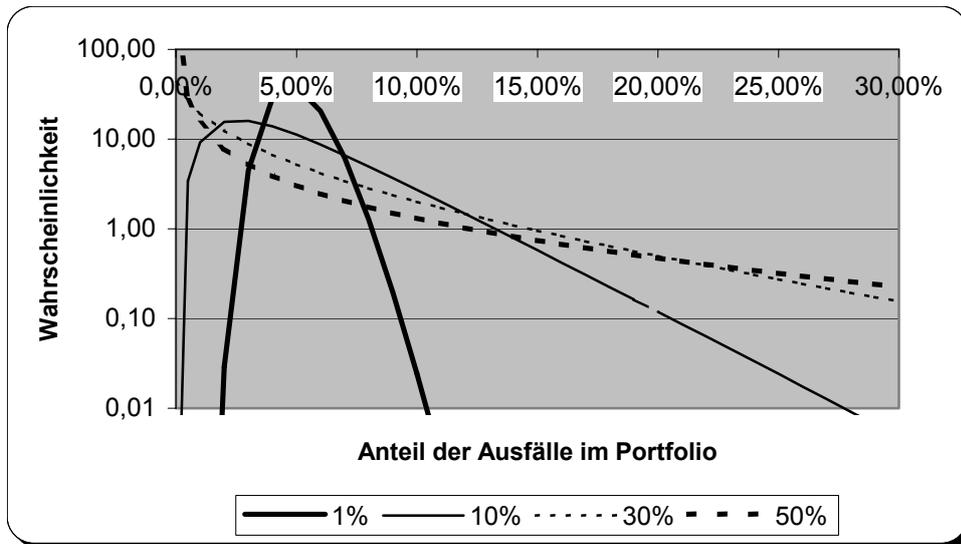
Die folgende Tabelle zeigt den 99,9% VaR und 99% VaR als Funktion der Assetkorrelation im Ein-Faktor-Modell bei 100 Kreditnehmern und einer individuellen Ausfallswahrscheinlichkeit von 5%:

**Tabelle 1:** VaR-Werte als Funktion der Assetkorrelation

<b>Assetkorrelation in %</b>	<b>99,9% VaR</b>	<b>99% VaR</b>
0	13	11
1	14	12
10	27	19
20	41	27
30	55	35
40	68	44
50	80	53

Die nächste Graphik zeigt den Anteil der Ausfälle im Portfolio bei verschiedenen Assetkorrelationen von 1%, 10%, 30% und 50%. Alle Schuldner haben eine individuelle Ausfallswahrscheinlichkeit von 5%. Wie aus der o.a. Tabelle und der Abbildung ersichtlich ist, steigt das Kreditrisiko des Portfolios stark mit steigender Assetkorrelation.

**Abbildung 8:** Anteil der Ausfälle bei verschiedenen Assetkorrelationen (1%, 10%, 30%, 50%)  
logarithmische Skalierung



Die Basel II-Vereinbarung geht also von einem „bad case“ Szenario bei der Realisation des systematischen Risikofaktors aus, während der unsystematische Faktor keine Rolle spielt, da ein perfekt diversifiziertes Kreditportfolio unterstellt wird.

Für die Varianz der bedingten gemeinsamen Ausfallswahrscheinlichkeit  $p(f_i)^2$  zweier Kreditnehmer mit gleicher unbedingter Ausfallswahrscheinlichkeit  $\bar{p}$  folgt:

$$\text{Var}[p(f_i)] = \text{Bivnor}(\Phi^{-1}(\bar{p}), \Phi^{-1}(\bar{p}), \rho) - \bar{p}^2 \quad (9)$$

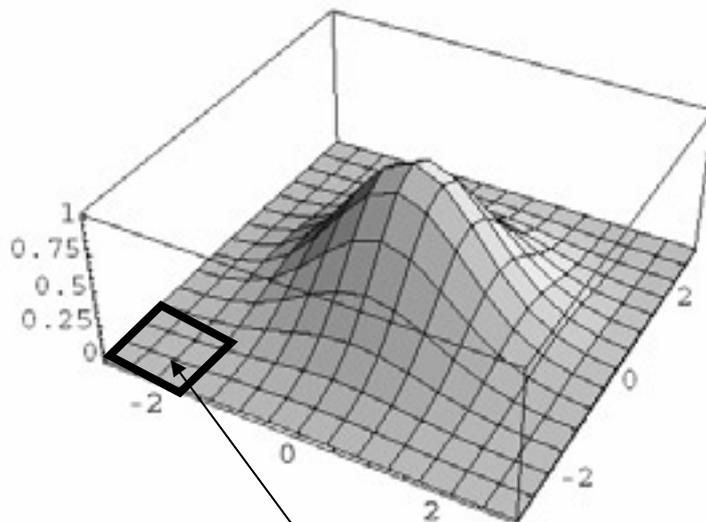
mit

Bivnor ..... bivariate Normalverteilung

Die bivariate Normalverteilungsfunktion<sup>7</sup> beschreibt in diesem Fall die gemeinsame Ausfallswahrscheinlichkeit zweier Kreditnehmer, wenn die Ausfallsschwelle der beiden Schuldner  $\Phi^{-1}(\bar{p})$  beträgt, und die Assetkorrelation wird mit  $\rho$  bezeichnet.

Die nächste Graphik zeigt die bivariate Normalverteilung von zwei standardnormalverteilten Zufallsvariablen. Es fallen beide Kreditnehmer aus, wenn die standardnormalverteilten Assetrenditen der Kreditnehmer unter die Ausfallsschwelle fallen (siehe Pfeil), wobei die gemeinsame Ausfallswahrscheinlichkeit umso höher ist, je größer die Korrelation ist.

<sup>7</sup> Die bivariate Normalverteilung zeigt die gemeinsame Dichtefunktion zweier normalverteilter Zufallsvariablen.

**Abbildung 9:** Bivariate Normalverteilungsfunktion

**beide Kredite fallen aus:** je größer die Renditekorrelation ist, umso mehr Wahrscheinlichkeitsmasse befindet sich über dieser Fläche

Bei gegebener unbedingter Ausfallswahrscheinlichkeit stellt die Gleichung (9) einen Zusammenhang zwischen der unbekanntem Assetkorrelation und der Varianz der bedingten gemeinsamen Ausfallswahrscheinlichkeiten dar.

Zur Bestimmung der unbekanntem Assetkorrelation wird die Varianz der bedingten Ausfallswahrscheinlichkeiten auf Basis des nicht-parametrischen Verfahrens von Gordy (1998)<sup>8</sup> geschätzt. Anschließend kann die Assetkorrelation  $\rho$  aus der Gleichung (9) iterativ berechnet werden.

Dieses Modell hat den Vorteil, dass die Assetkorrelation aus der Volatilität der Ausfallrate und der durchschnittlichen Ausfallswahrscheinlichkeit berechnet werden kann. Im Vergleich zu den klassischen Kreditrisikomodellen CreditMetrics oder KMV ist es also nicht notwendig, den Prozess des Unternehmenswerts zu modellieren, sondern es reicht eine Zeitreihe mit Kreditausfällen.

#### 4. Analyse der Daten des österreichischen Kreditschutzverbands

Der Großteil (über 95%) der österreichischen Unternehmen sind Klein- und Mittelbetriebe (KMU), deshalb beschränkt sich diese Studie auf dieses Segment.

<sup>8</sup> siehe Anhang A

Die Daten zur Berechnung der Ausfallwahrscheinlichkeiten kommen vom österreichischen Kreditschutzverband von 1870 (KSV). Der Beginn der Ratingermittlung war 1997 und das Rating wurde in Folge sukzessive erweitert, d.h. eine aussagekräftige Insolvenzstatistik pro Ratingklasse ist ab 2000 möglich. Das Datensample enthält ca. 110.000<sup>9</sup> Firmen (ca. ein Drittel aller Unternehmen in der KSV-Firmendatenbank) mit einem Rating und einem Branchencode auf Basis des ÖNACE-Codes und beinhaltet folgende Ratingklassen:<sup>10</sup>

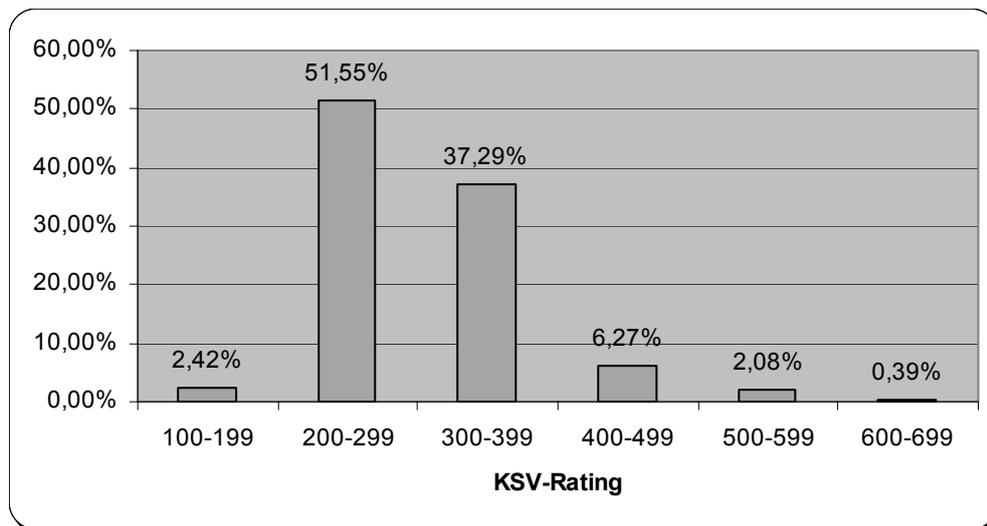
**Tabelle 2:** KSV-Rating

<i>Bereich</i>	<i>Ratingklasse</i>	<i>Beschreibung</i>
100 – 199	1	Sehr geringes Risiko
200 – 299	2	Geringes Risiko
300 – 399	3	Mittleres Risiko
400 – 499	4	Erhöhtes Risiko
500 – 599	5	Hohes Risiko
600 – 699	6	Insolvenzgefahr
700		Insolvenzkennzeichen

Die Einteilung der Klein- und Mittelunternehmen (KMUs) mit einem Jahresumsatz bis 50 Millionen € erfolgt in drei Klassen: die kleinen Unternehmen mit einem Umsatz bis 1 Million €, mittelgroße Firmen zwischen 1 und 5 Millionen € Umsatz und große KMUs mit einem Umsatz zwischen 5 und 50 Millionen €.

Die folgende Abbildung zeigt die Einteilung der österreichischen KMUs in die KSV-Ratingklassen:

**Abbildung 10:** Aufteilung der KMUs in Ratingklassen im Jahr 2003



<sup>9</sup> ca. ein Drittel aller aktiven österreichischen Unternehmen

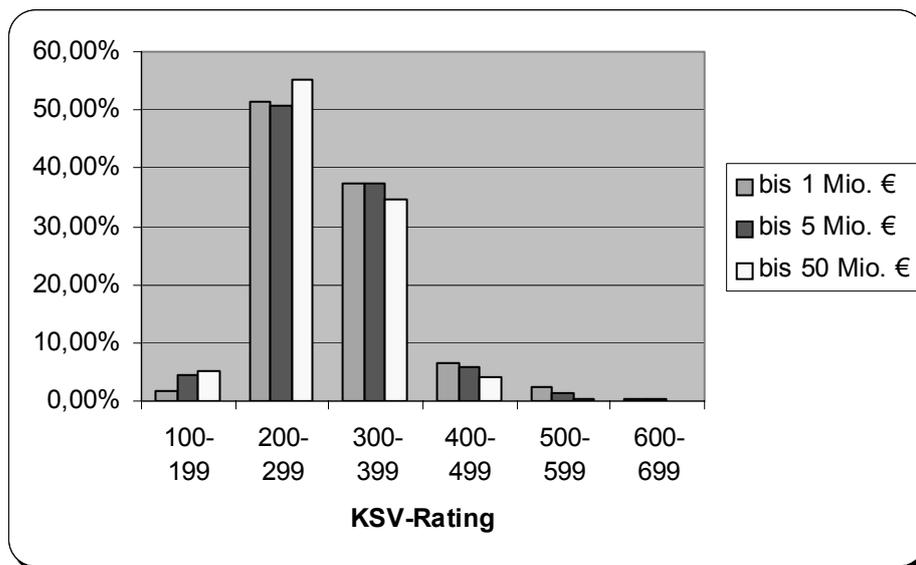
<sup>10</sup> siehe BASEL II - Konsequenzen für das Kreditrisikomanagement, S 95 - 122, Hrsg. Bruckner/Schmoll/Stickler

Man kann sehen, dass sich der Großteil – fast 90% – der Klein- und Mittelunternehmen in der Ratingklasse 2 (geringes Risiko) oder Ratingklasse 3 (mittleres Risiko) befindet. Tabelle 3 und Abbildung 11 zeigen die Klassifizierung der KMUs in Rating- und Umsatzklassen, wobei die großen KMUs in den ersten beiden Ratingklassen relativ stärker vertreten sind, d.h. die Unternehmen mit einem Jahresumsatz zwischen 5 und 50 Millionen € haben erwartungsgemäß im Schnitt eine bessere Bonität als die kleineren KMUs.

**Tabelle 3:** Aufteilung der KMUs nach Rating- und Umsatzklasse

Ratingklasse	Bis 1 Mio. €	1 bis 5 Mio. €	5 bis 50 Mio. €
1	1.353	904	396
2	41.984	10.366	4.134
3	30.577	7.677	2.602
4	5.359	1.195	317
5	1.964	277	35
6	378	47	6
<b>Summe</b>	81.615	20.466	7490
	74,48%	18,68%	6,84%

**Abbildung 11:** Aufteilung der KMUs nach Rating- und Umsatzklassen



Für die Berechnung der Assetkorrelationen innerhalb einer Rating- und Umsatzklasse ist eine Aufstellung der durchschnittlichen jährlichen Ausfallrate notwendig. Tabelle 4 zeigt die durchschnittliche Ausfallrate pro Rating- und Umsatzklasse für das Jahr 2003.

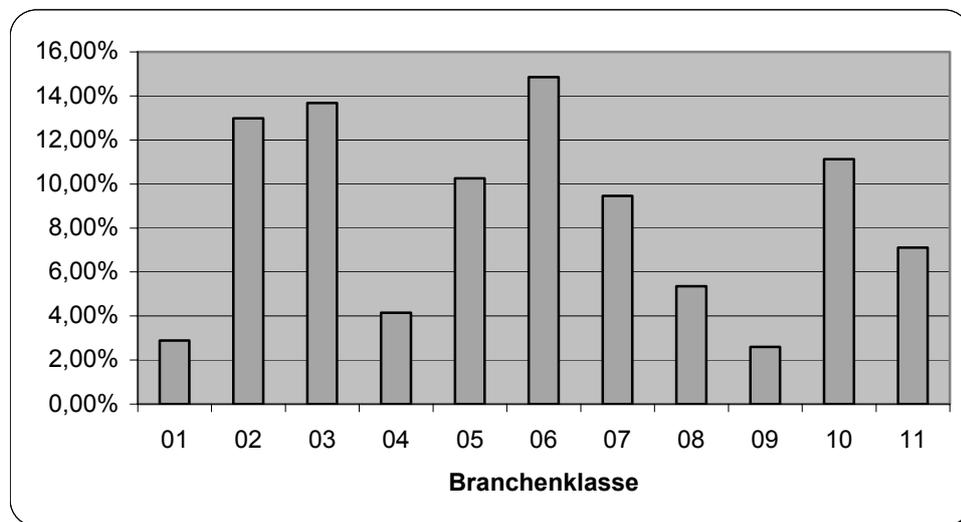
**Tabelle 4:** Ausfallrate 2003 in %; relevant ist das Rating zu Beginn des Jahres, Ratingänderungen während des Jahres werden nicht berücksichtigt

Ratingklasse	Bis 1 Mio. €	1 bis 5 Mio. €	5 bis 50 Mio. €
1	0,22	0,00	0,25
2	0,37	0,38	0,22
3	1,24	2,01	0,88
4	6,33	7,70	5,36
5	14,66	23,47	17,40
6	26,72	27,66	33,33
<b>Total</b>	1,55	1,77	0,77

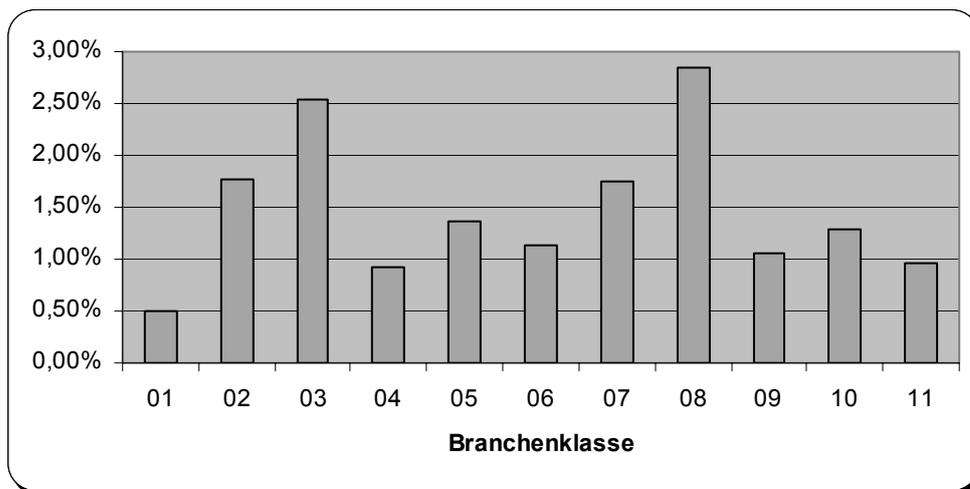
Das Rating der großen KMUs ist nicht ohne Grund besser als die Bonität der übrigen Klein- und Mittelunternehmen. Aus der Tabelle 4 ist ersichtlich, dass die durchschnittliche Ausfallswahrscheinlichkeit der Unternehmen mit einem Jahresumsatz von 5–50 Mio. € in den meisten Fällen niedriger ist als die Insolvenzquote der übrigen Klein- und Mittelunternehmungen, wobei kleine Unternehmungen weniger riskant als mittelgroße Unternehmen sind.

Für die Berechnung der Assetkorrelation innerhalb einer Branchenklasse ist es zunächst notwendig, die verschiedenen Branchencodes nach dem ÖNACE-Code in verschiedene Klassen einzuteilen (Klassifizierung siehe Anhang B). Abbildung 12 zeigt die Aufteilung der überarbeiteten KSV-Firmendatenbank (KMUs) nach Branchenklassen:

**Abbildung 12:** Aufteilung nach den klassifizierten Branchen



Die folgende Graphik zeigt die Insolvenzquote nach Branchen 2003, wobei die beiden Klassen 06 (Verkehr) und 03 (Bau) die höchsten Insolvenzquoten und die Klasse 01 (Land- und Forstwirtschaft, Bergbau) die geringste Insolvenzrate aufweisen. In dieser Studie ist später untersucht worden, ob die Höhe der Insolvenzquote Auswirkungen auf die Assetkorrelation hat.

**Abbildung 13:** Insolvenzquote nach Branchenklassen 2003

## 5. Berechnung Assetkorrelationen

Zur Berechnung der Assetkorrelationen müssen zunächst die Ausfallswahrscheinlichkeiten in den Jahren 2000-2003 im jeweiligen Cluster berechnet werden. Die durchschnittliche Ausfallswahrscheinlichkeit ergibt sich aus den gewichteten jährlichen Ausfallswahrscheinlichkeiten, wobei Ratingänderungen während des Jahres nicht berücksichtigt werden. Aufgrund der durchschnittlichen Ausfallswahrscheinlichkeiten, der Varianzen der Ausfallswahrscheinlichkeiten und der Anzahl Unternehmen im Cluster können mit der nichtparametrischen Methode von Gordy (siehe Anhang A) die Assetkorrelationen innerhalb der Klasse berechnet werden. Die folgende Tabelle zeigt die Assetkorrelationen innerhalb der Rating- und Umsatzklasse:

**Tabelle 5:** Assetkorrelationen in % pro Rating- und Umsatzklasse

Ratingklasse	Bis 1 Mio. €	1 bis 5 Mio. €	5 bis 50 Mio. €	Total
<b>1</b>	0	0	n.a.	0
<b>2</b>	0,39	1,31	n.a.	0,70
<b>3</b>	0,92	1,89	2,0	1,04
<b>4</b>	1,30	2,35	3,97	1,19
<b>5</b>	2,14	6,01	n.a.	2,54
<b>6</b>	6,5	5,56	n.a.	4,69
<b>Total</b>	0,59	1,98	1,33	0,82

Im folgenden Abschnitt werden die theoretischen Erklärungen für die unterschiedlichen Assetkorrelationen in Abhängigkeit von der Unternehmensgröße und Ratingklasse behandelt<sup>11</sup> und anschließend mit den empirischen Ergebnissen verglichen.

Ein möglicher Grund für eine höhere Assetkorrelation bei großen Unternehmen ist, dass die großen KMUs stärker in Sektoren vertreten sind, deren Abhängigkeit vom Konjunkturzyklus größer ist, d.h. das systematische Risiko und damit die Korrelation sind höher. Ein weiterer Grund

<sup>11</sup> siehe Dietsch und Petey (2004)

kann sein, dass große Firmen besser diversifiziert sind und deshalb ist das idiosynkratische Risiko geringer im Vergleich zu kleinen Unternehmen, deren firmenspezifisches Risiko größer ist. Es gibt allerdings auch Studien, die eine gegenläufige Beziehung zwischen Firmengröße und Assetkorrelation feststellen. Ein konjunktureller Abschwung hat zur Folge, dass die Kreditfinanzierung erschwert wird, was vor allem die kleinen Unternehmen betrifft, die ihre Investitionen überwiegend mit Krediten finanzieren. In diesem Fall ist die Abhängigkeit vom systematischen Risiko bei kleinen Firmen ausgeprägter. In Summe ist entscheidend, welche Effekte überwiegen, ob die Assetkorrelation mit der Firmengröße steigt oder eine gegenläufige Richtung aufweist.

Eine Analyse der Abhängigkeit der Assetkorrelation von der Ausfallswahrscheinlichkeit ergibt wie beim Zusammenhang zwischen Korrelation und Firmengröße zwei gegenläufige Effekte. Für die These einer geringeren Korrelation bei höherem Kreditrisiko spricht, dass bei Unternehmen mit schlechter Bonität der firmenspezifische Faktor einen größeren Einfluss als das systematische Risiko hat. Das zweite Argument ist, dass Unternehmen, die stärker vom Konjunkturzyklus abhängen, eine konservativere Kapitalstruktur aufweisen und deshalb eine geringere Ausfallswahrscheinlichkeit haben. Für einen positiven Zusammenhang zwischen Assetkorrelation und Ausfallswahrscheinlichkeit spricht, dass vor allem Unternehmen mit schlechter Bonität von einem konjunkturellen Abschwung betroffen sind, d.h. die Volatilität der Ausfallsrate steigt in dieser Phase vor allem in den schlechten Ratingklassen.

Aus Tabelle 5 ist ersichtlich, dass – ähnlich wie bei den durchschnittlichen Ausfallswahrscheinlichkeiten – die Assetkorrelationen bei den kleinen und mittleren Unternehmen steigen und bei den großen KMUs wieder fallen. Das wiederum bedeutet, dass die in der Basel II-Richtlinie gemachte Annahme, dass die Assetkorrelationen der mittleren und großen KMUs geringer sind je kleiner die Jahresumsätze sind, nicht bestätigt werden kann. Die Erleichterungen für Kleinstunternehmen, die nachträglich in Basel II aufgenommen wurden, stellen sich allerdings als richtige Maßnahme heraus.

Bei den großen KMUs ist aufgrund des geringen Samples nicht in allen Ratingklassen eine Schätzung der Assetkorrelation möglich. Überraschend ist allerdings, dass die Assetkorrelation der Unternehmen mit einem Jahresumsatz bis 1 Million € von 0,59% viel geringer ist als die Korrelationen der mittleren und großen KMUs. Das hängt damit zusammen, dass der Anteil der kleinen Unternehmen mit fast 75% an der gesamten Unternehmensdatenbank am größten ist, d.h. die Assetkorrelation wird durch den Diversifikationseffekt reduziert.

Für alle Unternehmen gilt, dass ein schlechteres Rating eine höhere Assetkorrelation bewirkt, d.h. je schlechter die Bonität eines Unternehmens ist, umso größer ist die Abhängigkeit vom systematischen Faktor und umso geringer ist die Bedeutung des firmenspezifischen Faktors. Diese Tatsache spricht für die These, dass bei einem konjunkturellen Abschwung die Volatilität der Ausfallswahrscheinlichkeit bei Unternehmen mit schwacher Bonität stärker steigt, als bei Firmen mit geringem Kreditrisiko. Dieses Ergebnis widerspricht der Basel II-Richtlinie, die von geringeren Korrelationen bei hohen Ausfallswahrscheinlichkeiten ausgeht.

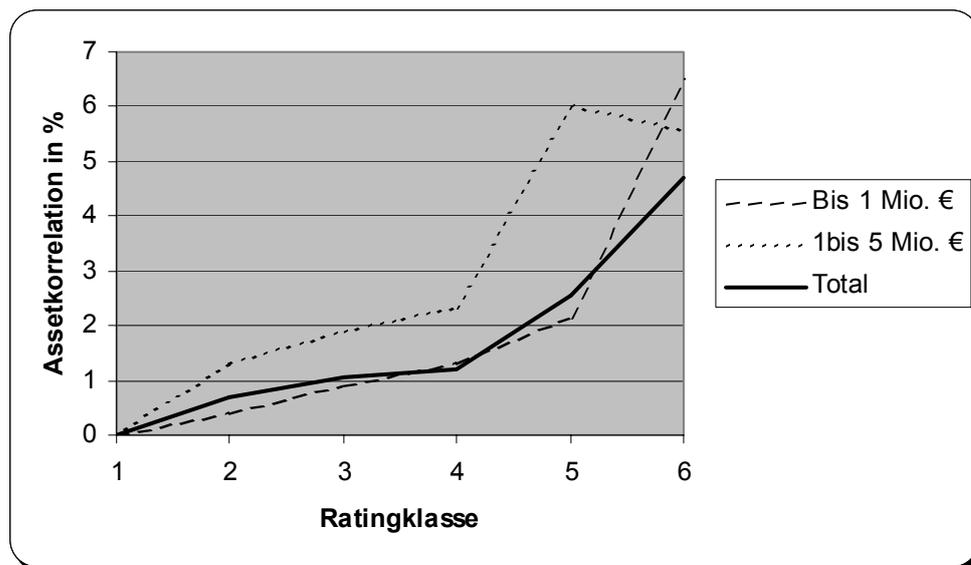
Generell kann festgestellt werden, dass die Korrelationen mit maximal 6,5% sehr niedrig sind,<sup>12</sup> was darauf zurückzuführen ist, dass nur ein kurzer Beobachtungszeitraum von vier Jahren verwendet wird, wobei die Jahre von 2001 bis 2003 von relativ schwachem Konjunkturwachstum geprägt waren, was eine relativ geringe Varianz der Ausfallrate zur Folge hat. Der zweite Grund für die geringen Korrelationen ist die große Datenbasis, d.h. es ist ein großer Teil der österreichischen Unternehmungen (ca. ein Drittel aller aktiven Unternehmen) in der Datenbank enthalten, was die Assetkorrelationen aufgrund der Diversifikation reduziert. Die Korrelationen innerhalb eines Kreditportfolios einer Bank werden wesentlich höher sein, weil weniger Unternehmen enthalten sind. Eine Analyse der Assetkorrelationen in einem kleineren Portfolio mittels Bootstrap-Methode wird in dieser Studie vorgestellt (s.u.).

Bei der Berechnung der Assetkorrelation schlägt Basel II – ähnlich wie bei der Berechnung des systematischen Risikofaktors – einen sehr konservativen Weg ein. Die IRB-Formel geht von einer fallenden Korrelation von 24% bis zu 12% bei steigender Ausfallswahrscheinlichkeit aus. Zusätzlich kann die Korrelation abhängig von der Firmengröße um maximal vier Prozentpunkte reduziert werden (je kleiner der Umsatz, umso größer die Reduktion der Korrelation), d.h. die Assetkorrelation beträgt mindestens 8%.

Die Kredite an Unternehmen bis zu einer Höhe von 1 Million € bei einem Kreditinstitut können mit Basel II wie Retailkredite behandelt werden, die bei der Berechnung der Eigenkapitalunterlegung gegenüber Firmenkrediten bevorzugt werden. Diese Maßnahme wird von den Ergebnissen der Korrelationsberechnung bestätigt, die bei kleinen KMUs, die von dieser Regelung am meisten profitieren, die geringste Assetkorrelation ermittelt.

Abbildung 14 zeigt die geschätzten Assetkorrelationen als Funktion der Ratingklassen.

**Abbildung 14:** Verlauf der Assetkorrelation abhängig von der Ratingklasse



<sup>12</sup> Die Autoren M. Dietsch, Joel Petey (2004) und D. Rösch (2003) verwenden in ihren Studien u.a. auch die ein-faktorielle Methode und erhalten ähnliche Assetkorrelationen für deutsche Firmen.

Im nächsten Abschnitt werden die Assetkorrelationen in den Branchenklassen wieder mit der Gordy-Methode berechnet. Der Anteil der einzelnen Klassen am Gesamtbestand (Abbildung 12) und die durchschnittliche Ausfallswahrscheinlichkeit innerhalb eines Branchenclusters (Abbildung 13) sind bereits bekannt. Tabelle 6 zeigt die Ergebnisse dieser Berechnungen:

**Tabelle 6:** Assetkorrelationen in % innerhalb einer Branchenklasse

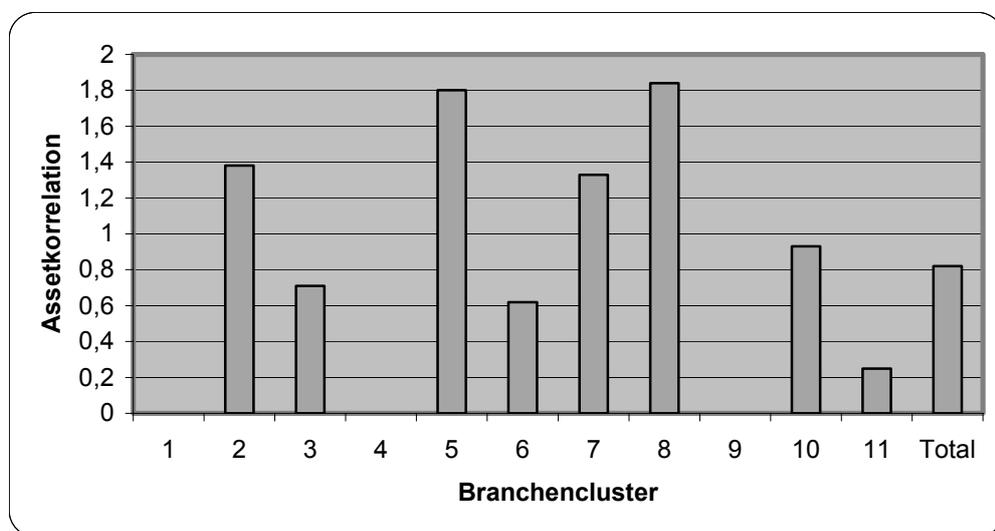
<b>Branchen-Klasse</b>	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	Total
<b>Asset-Korr. in %</b>	0	1,38	0,71	0	1,8	0,62	1,33	1,84	0	0,93	0,25	0,82

Die Branchenklassen Verkehr (Klasse 08), Großhandel (05) und produzierende Industrie (02) weisen die höchsten Assetkorrelationen auf. In diesen Branchen ist das Risiko des gleichzeitigen Auftretens von Insolvenzen am größten, d.h. sie sind gegenüber konjunkturellen Schwankungen, dem wie bereits erwähnten systematischen Risikofaktor, am anfälligsten. Die Klassen Land- und Forstwirtschaft, Fischerei (01), Kraftfahrzeughandel, Tankstellen (04) und Realitätenwesen (09) sind gegenüber Änderungen der Konjunkturlage sehr robust, d.h. deren Assetkorrelationen tendieren gegen 0. Die relativ niedrige Korrelation von 0,71% in der Baubranche (03) ist sicherlich etwas überraschend. Das liegt daran, dass sich die Ausfallswahrscheinlichkeit in dieser Branche in den letzten Jahren auf sehr hohem Niveau eingependelt hat, und deshalb ist die Varianz der Ausfälle relativ gering. Eine Analyse über einen längeren Zeitraum würde im Branchencluster Bauwesen sicher zu einer wesentlich höheren Korrelation führen.

Tabelle 6 zeigt auch, dass die Assetkorrelationen zwischen den Branchen erheblich differieren, d.h. das Risiko des Kreditportfolios hängt auch von der Branchenverteilung innerhalb des Portfolios ab.

Die folgende Abbildung zeigt die Assetkorrelationen pro Branchencluster graphisch dargestellt.

**Abbildung 15:** Assetkorrelationen pro Branchencluster



Wie in dieser Studie bereits erwähnt, basieren die Schätzungen der Assetkorrelationen auf einem Datenbestand von ca. 110.000 Unternehmen. Das Kreditportfolio einer Bank besteht allerdings aus wesentlich weniger Unternehmen, und die Bankenaufsicht wird ebenfalls interessiert sein, wie die Extremverteilungen der Assetkorrelationen für Portfolios kleinerer Größe aussehen im Vergleich zu einem Portfolio, das ca. ein Drittel aller aktiven Unternehmen beinhaltet.

Zur Berechnung der Volatilität der Assetkorrelationen innerhalb einer bestimmten Klasse wird die Bootstrap-Methode verwendet, dabei wird am Anfang der Periode (2000) ein zufälliges Portfolio aus dem Gesamtbestand erstellt. Damit die Größe des Portfolios über den Zeitraum konstant bleibt, werden die ausgefallenen Kreditnehmer durch neue Schuldner ersetzt, und die Ausfallszeitreihe und die durchschnittliche Ausfallswahrscheinlichkeit ergibt wiederum mit der Gordy-Methode die Assetkorrelation für das simulierte Portfolio. Jede Simulation ergibt eine neue Korrelation, d.h. nach Durchführung von vielen Simulationen kann ein Konfidenzintervall der Assetkorrelationen für ein Kreditportfolio einer bestimmten Klasse berechnet werden.

Tabelle 7 zeigt die Mittelwerte, Standardabweichungen und die Konfidenzintervalle (95% und 99% Quantil) der Assetkorrelationen für verschiedene Kreditportfolios. Ein Portfolio besteht aus 5000 kleinen KMUs mit einem Jahresumsatz bis 1 Mio. €, das zweite Portfolio aus 2000 mittelgroßen KMUs zwischen 1 und 5 Mio. € Umsatz und das dritte Portfolio aus 1000 großen KMUs mit einem Jahresumsatz zwischen 5 und 50 Mio. €.

**Tabelle 7:** Assetkorrelationen in % aufgrund simulierter Portfolios

Portfolioklassen	Mittelwert	Standardabweichung	95% Konfidenzintervall	99% Konfidenzintervall
Kleine KMUs (5000 KN)	1,83	0,91	0,46 – 4,14	0,18 – 4,9
Mittelgroße KMUs (2000 KN)	2,59	0,94	0,64 – 4,42	0,03 – 4,94
Große KMUs (1000 KN)	2,16	1,6	0,15 – 6,64	0,00 – 7,39
Total	1,6	0,38	0,94 – 2,46	0,92 – 2,67

Eine Analyse der Tabelle 7 zeigt, dass die Mittelwerte der simulierten Assetkorrelationen in allen Umsatzklassen höher sind als die berechneten Werte über den Gesamtbestand in Tabelle 5, d.h. die Portfolios, die auf die Anzahl der Schuldner bezogen den Bankportfolios ähnlich sind, weisen eine höhere Korrelation und somit ein höheres Kreditrisiko auf. Man kann auch sehen, dass die Standardabweichung der simulierten Korrelationen bei den großen KMUs am größten ist, was darauf zurückzuführen ist, dass die Portfolios mit kleinen bzw. mittelgroßen KMUs den Gesamtbestand besser abbilden und mehr Kreditnehmer beinhalten. Dieses Ergebnis bestätigt wiederum die IRB-Formel, die für Unternehmen mit höheren Umsätzen eine höhere Assetkorrelation bei konstanter Ausfallswahrscheinlichkeit ermittelt.

## 6. Berechnung der Ausfallkorrelationen

Es ist nun möglich, bei gegebenen Assetkorrelationen die Defaultkorrelationen analytisch zu berechnen. Aus Kapitel 2 ist bereits die Berechnung des linearen Korrelationskoeffizienten bekannt:

$$Q_{AB} = \frac{p_{AB} - p_A p_B}{\sqrt{p_A(1-p_A)p_B(1-p_B)}} \quad (10)$$

mit

$Q_{AB}$  ..... Defaultkorrelation  
 $p_{AB}$  ..... gemeinsame Ausfallswahrscheinlichkeit  
 $p_A, p_B$  ..... individuelle Ausfallswahrscheinlichkeiten

Die gemeinsame Ausfallswahrscheinlichkeit kann mit Hilfe der bereits bekannten bivariaten Normalverteilung berechnet werden:

$$p_{AB} = \text{Bivnor}(\Phi^{-1}(p_A), \Phi^{-1}(p_B), \rho) \quad (11)$$

mit

$\Phi^{-1}(p_A)$  ..... Ausfallsschwelle Kreditnehmer A  
 $\rho$  ..... Assetkorrelation

Es fallen beide Kreditnehmer A und B gleichzeitig aus, wenn bei einer Assetkorrelation von  $\rho$  die standardnormalverteilten Assetrenditen der Schuldner die Default-Schwelle im gleichen Zeitraum unterschreiten. Die Ausfallsschwelle ist die inverse Standardnormalverteilung der langfristigen Ausfallswahrscheinlichkeit, die aus der Insolvenzzeitreihe des KSV berechnet werden kann. Es ist jetzt möglich, die gemeinsame Ausfallswahrscheinlichkeit mit den bekannten Variablen Assetkorrelation  $\rho$  und Ausfallsschwelle  $\Phi^{-1}(\bar{p})$  mit Hilfe der bivariaten Normalverteilung zu berechnen (Gleichung 11), um anschließend die Defaultkorrelation aus der Gleichung (10) iterativ zu ermitteln.

**Abbildung 16:** Defaultkorrelation als Funktion der Assetkorrelation bei bestimmten unbedingten Ausfallswahrscheinlichkeiten  $p$

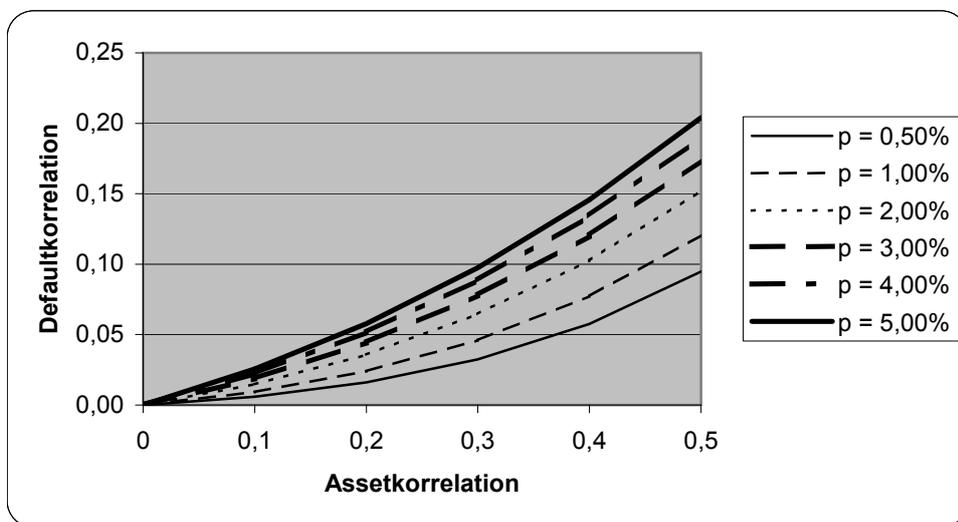


Abbildung 17 zeigt den Zusammenhang zwischen Assetkorrelation und Defaultkorrelation bei gegebener unbedingter Ausfallswahrscheinlichkeit  $p$ . Aus der Graphik geht deutlich hervor, dass die Defaultkorrelation immer geringer ist als die Assetkorrelation, wobei die Differenz bei steigenden unbedingten Ausfallswahrscheinlichkeiten immer kleiner wird. Eine Ausnahme bildet die Randbedingung Assetkorrelation  $\rho = 1$ . In diesem Fall hat die Defaultkorrelation  $Q$  ebenfalls den Wert 1.

Die folgende Tabelle zeigt die Defaultkorrelationen in den jeweiligen Rating- und Umsatzklassen aufgrund der berechneten Assetkorrelationen in Tabelle 5. Man kann sehen, dass sich die Defaultkorrelationen immer mehr den Assetkorrelationen annähern, je schlechter das Rating ist, d.h. je höher die Ausfallswahrscheinlichkeit ist.

**Tabelle 8:** Defaultkorrelationen in %

<b>Ratingklasse</b>	<b>Bis 1 Mio. €</b>	<b>1bis 5 Mio. €</b>	<b>5 bis 50 Mio. €</b>	<b>Total</b>
<b>1</b>	0	0	n.a.	0
<b>2</b>	0,01	0,04	n.a.	0,02
<b>3</b>	0,07	0,19	0,17	0,09
<b>4</b>	0,29	0,62	1,09	0,28
<b>5</b>	0,79	2,80	n.a.	0,98
<b>6</b>	3,09	2,99	n.a.	2,34
<b>Total</b>	0,05	0,18	0,09	0,07

## 7. Schluss

In dieser Studie werden auf Basis der Insolvenzzeitreihe des österreichischen Kreditschutzverbands von 1870 (KSV) die Asset- und Ausfallkorrelationen von ca. 110.000 österreichischen Unternehmen geschätzt. Generell kann gesagt werden, dass die Assetkorrelationen relativ klein sind, d.h. die Abhängigkeit der Unternehmen vom systematischen Risiko ist gering. Die Ergebnisse zeigen, dass die Assetkorrelationen für Unternehmen mit schlechter Bonität höher sind, was der IRB-Formel in der Basel II-Richtlinie widerspricht, die eine geringere Korrelation bei höheren Ausfallswahrscheinlichkeiten ermittelt.

Wenn man die Korrelationen in Abhängigkeit von der Unternehmensgröße analysiert, kann man feststellen, dass die KMUs mit einem Jahresumsatz bis 1 Mio. € die geringste Korrelation aufweisen, während die Unternehmen mit einem Umsatz zwischen 1 und 5 Mio. € den höchsten Korrelationswert haben. Die Korrelation für die großen KMUs (Umsatz zwischen 5 und 50 Mio. €) liegt dazwischen, d.h. die in der Basel II-Richtlinie gemachte Annahme, dass die Assetkorrelationen der mittleren und großen KMUs geringer sind je kleiner die Jahresumsätze sind, kann nicht bestätigt werden. Die geringste Korrelation für die kleinen KMUs wird in Basel II insofern berücksichtigt, als dass die Firmenkredite bei einer Bank bis zu einer Kreditsumme

von 1 Mio. € wie Retailkredite behandelt werden können, die bei der Berechnung der Eigenmittelunterlegung bevorzugt werden.

Es zeigt sich auch bei einer Betrachtung der Korrelationen innerhalb der verschiedenen Branchenklassen, dass die einzelnen Korrelationswerte erheblich differieren können.

### **Literaturverzeichnis**

Dietsch, M., Petey, J. (2004): Should SME exposures be treated as retail or corporate exposures? A comparative analysis of default probabilities and asset correlations in French and German SMEs. In: *Journal of Banking & Finance* 28, S 773-788

Gordy, M.B. (1998): A Comparative Anatomy of Credit Risk Models. In: *Journal of Banking & Finance* 24, S 119-149

Merton, R. (1974): On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. In: *The Journal of Finance*, Vol. 29, S. 449-470

Nagpal, K., Bahar R. (2001): Modelling Default Correlation. In: *Credit Risk Modelling – The Cutting-edge Collection* by Michael Gordy, S 93-100

Rösch, D. (2003): Correlations and Business Cycles of Credit Risk: Evidence from Bankruptcies in Germany. In: *Financial Markets and Portfolio Management* 17, No. 3, S 309-331

Schönbucher, P.J. (2003): *Credit derivatives pricing models*, John Wiley & Sons, Ltd. (UK)

Servigny, A., Renault, O. (2002): Default correlation: empirical evidence, Working Paper, Standard & Poors

## Anhang A

### Schätzung der Volatilität der Ausfallswahrscheinlichkeiten

Die Varianz der durchschnittlichen Ausfallswahrscheinlichkeit wird mit Hilfe der nicht-parametrischen Methode von Gordy ermittelt. Die Variable  $\hat{\rho}_{\zeta}(f_t)$  ist die Ausfallswahrscheinlichkeit eines Schuldners in der Klasse  $\zeta$  abhängig vom realisierten Wert  $f_t$  des systematischen Faktors. Innerhalb der Ratingklasse  $\zeta$  wird die beobachtete Ausfallrate  $\hat{\rho}_{\zeta,t}$  durch Division der ausgefallenen Schuldner  $\hat{d}_{\zeta,t}$  durch die zu Beginn des Zeitpunkts  $t$  in der Klasse  $\zeta$  befindlichen Kreditnehmer  $\hat{n}_{\zeta,t}$  ermittelt:

$$\hat{\rho}_{\zeta,t} = \hat{d}_{\zeta,t} / \hat{n}_{\zeta,t}$$

Der Erwartungswert der unbedingten Ausfallswahrscheinlichkeit ist die durchschnittliche Ausfallswahrscheinlichkeit:

$$E[\rho_{\zeta}(f)] = \bar{\rho}_{\zeta}$$

Nach Gordy ergibt sich folgende Gleichung für die Varianz der bedingten Ausfallswahrscheinlichkeit:

$$V[\rho_{\zeta}(f)] = \frac{V[\hat{\rho}_{\zeta}] - E\left[\frac{1}{\hat{n}_{\zeta}}\right] \bar{\rho}_{\zeta} (1 - \bar{\rho}_{\zeta})}{1 - E\left[\frac{1}{\hat{n}_{\zeta}}\right]}$$

Die folgende Tabelle zeigt die Ergebnisse der Gordy-Methode für Unternehmen mit einem Jahresumsatz zwischen 1 und 5 Mio. € aus der Insolvenzzeitreihe des KSV seit dem Jahr 2000:

Rating	$V[\hat{\rho}_{\zeta}]$	$E\left[\frac{1}{\hat{n}_{\zeta}}\right]$	$\left[\bar{\rho}_{\zeta}\right]$	$V[\rho_{\zeta}(f)]$
100 - 199	0,00000071	0,0018	0,0004	0,00000019
200 - 299	0,0000017	0,00015	0,0031	0,0000012
300 - 399	0,00003	0,00021	0,0152	0,0002859
400 - 499	0,00043	0,00142	0,0623	0,0003478
500 - 599	0,00459	0,00562	0,1699	0,0038158
600 - 699	0,0109	0,03448	0,2414	0,0047482

**Anhang B****Branchenklassifizierung**

<b>Branchen- (ÖNACE)</b>	<b>Text</b>	<b>Branchen- cluster</b>
01	Landwirtschaft, Jagd	<b>01</b>
02	Forstwirtschaft	<b>01</b>
05	Fischerei und Fischzucht	<b>01</b>
10	Kohlenbergbau, Torfgewinnung	<b>01</b>
11	Erdöl- und Erdgasbergbau, sowie damit verbundene Dienstleistungen	<b>01</b>
12	Bergbau auf Uran- und Thoriumerze	<b>01</b>
13	Erzbergbau	<b>01</b>
14	Gewinnung von Steinen und Erden, sonstiger Bergbau	<b>01</b>
15	Herstellung von Nahrungs- und Genussmitteln und Getränken	<b>02</b>
16	Tabakverarbeitung	<b>02</b>
17	Herstellung von Textilien und Textilwaren (ohne Bekleidung)	<b>02</b>
18	Herstellung von Bekleidung	<b>02</b>
19	Ledererzeugung und -verarbeitung	<b>02</b>
20	Be- und Verarbeitung von Holz (ohne Herstellung von Möbeln)	<b>02</b>
21	Herstellung und Verarbeitung von Papier und Pappe	<b>02</b>
22	Verlagswesen, Druckerei, Vervielfältigung von bespielten Ton-, Bild- und Datenträgern	<b>02</b> <b>02</b>
23	Kokerei, Mineralölverarbeitung, Herstellung und Verarbeitung von Spalt- und Brutstoffen	<b>02</b> <b>02</b>
24	Herstellung von Chemikalien und chemischen Erzeugnissen	<b>02</b>
25	Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren	<b>02</b>
26	Herstellung und Bearbeitung von Glas, Herstellung von Waren aus Steinen und Erden	<b>02</b>
27	Metallerzeugung und -bearbeitung	<b>02</b>
28	Herstellung von Metallerzeugnissen	<b>02</b>
29	Maschinenbau	<b>02</b>
30	Herstellung von Büromaschinen, Datenverarbeitungsgeräten und -einrichtungen	<b>02</b>
31	Herstellung von Geräten der Elektrizitätserzeugung, -verteilung u.ä.	<b>02</b>
32	Rundfunk-, Fernseh- und Nachrichtentechnik und elektronische Bauelemente	<b>02</b>
33	Medizin-, Mess-, Steuer- und Regelungstechnik, Optik	<b>02</b>
34	Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenteilen	<b>02</b>
35	Sonstiger Fahrzeugbau	<b>02</b>
36	Herstellung von Möbeln, Schmuck, Musikinstrumenten, Sportgeräten, Spielwaren und sonstigen Erzeugnissen	<b>02</b>
37	Rückgewinnung (Recycling)	<b>02</b>
45	Bauwesen	<b>03</b>

<b>Branche (ÖNACE)</b>	<b>Text</b>	<b>Branchen- cluster</b>
50	Kraftfahrzeughandel; Instandhaltung und Reparatur von Kraftfahrzeugen; Tankstellen	<b>04</b>
51	Handelsvermittlung und Großhandel (ohne Handel mit Kraftfahrzeugen)	<b>05</b>
52	Einzelhandel (ohne Handel mit Kraftfahrzeugen und ohne Tankstellen); Reparatur von Gebrauchsgütern	<b>06</b>
55	Beherbergungs- und Gaststättenwesen	<b>07</b>
60	Landverkehr; Transport in Rohrfernleitungen	<b>08</b>
61	Schifffahrt	<b>08</b>
62	Flugverkehr	<b>08</b>
63	Hilfs- und Nebentätigkeiten für den Verkehr; Reisebüros	<b>08</b>
70	Realitätenwesen	<b>09</b>
73	Forschung und Entwicklung	<b>11</b>
74	Erbringung von unternehmensbezogenen Dienstleistungen	<b>10</b>
75	Öffentliche Verwaltung, Landesverteidigung, Sozialversicherung	<b>11</b>
80	Unterrichtswesen	<b>11</b>
85	Gesundheits-, Veterinär- und Sozialwesen	<b>11</b>
91	Interessenvertretungen, kirchliche und sonstige religiöse Vereinigungen, sonstige Vereine (ohne Sozialwesen, Kultur und Sport)	<b>11</b>
92	Kultur, Sport und Unterhaltung	<b>11</b>
93	Erbringung von sonstigen Dienstleistungen	<b>11</b>
99	Exterritoriale Organisationen und Körperschaften	<b>11</b>

# Estimating Credit Spread Curves for EMU Government Bonds

## Abstract

Die Märkte für Finanzinstrumente, die sich auf Kreditrisiko beziehen, z.B. Credit Default Swaps oder Asset Backed Securities, sind in den letzten fünfzehn Jahren rasant gewachsen. Das steigende Handelsvolumen in diesen Produkten hat zur Entwicklung von erweiterten Pricing- und Risikomanagement-Modellen geführt, die das Kreditrisiko quantifizieren sollen. Ein wichtiges Beispiel dafür sind die intensitätsbasierten Modelle, die von Duffie und Singleton (1997) und Lando (1998) entwickelt worden sind. In diesen Modellen werden die Parameter auf den Zinsspread von mit Kreditrisiko behafteten Staaten oder Unternehmen kalibriert. Dieser Zinsspread ist als die Differenz zwischen einem risikobehafteten und einem risikolosen Zinssatz definiert. Deshalb ist es von entscheidender Bedeutung, qualitativ hochwertige Daten des Anleihemarktes zur Verfügung zu haben, um über den Zinsspread die Parameter der Kreditrisikomodelle zuverlässig zu schätzen. Dieser Artikel zeigt den gesamten Prozess von der Datensammlung über die Schätzung der Zinsstrukturkurven bis zur Ermittlung des Zinsspreads.

*Markets for financial instruments related to credit risk, e.g. credit default swaps or asset-backed securities, have shown rapid growth in the past fifteen years. The increased trading activity in these securities set off the development for advanced pricing and risk management models to measure and control credit risk, e.g. the reduced-form models pioneered by Duffie and Singleton (1997) and Lando (1998). For the parameter calibration of these pricing models sovereign or corporate bond spreads are necessary. These credit spreads are defined as the difference between risky and risk-free zero-coupon yields. Thus it is crucial to have high quality bond data available to produce reliable spread curves which serve as input for credit risk models. This paper explicitly illustrates the whole process of collecting data, estimating zero-coupon yield curves, and credit spread curves.*



**Rainer Jankowitsch**  
Institut für Kreditwirtschaft,  
Wirtschaftsuniversität Wien



**Stefan Pichler**  
Institut für Kreditwirtschaft,  
Wirtschaftsuniversität Wien

**This work is based on a research project funded by the Austrian National Bank.**

**(OeNB – Jubiläumsfondsprojekt Nr. 8808)**

## 1. Introduction

Credit risk plays an important role in the evaluation of financial transactions. The markets for traded products exposed to credit risk including corporate and sovereign bonds as well as credit derivatives like default swaps and options linked to credit spreads have shown rapid growth in the past fifteen years. As an example, the notional amount outstanding of credit derivatives of U.S. commercial banks rose from 19 billion dollars in 1997 to over 400 billion dollars in 2001 (see Ammann (2001)) and the outstanding amount of euro-denominated bonds issued by non-financial corporations rose from 200 to over 400 billion euro in the same time (see Bondt (2002)). The whole credit derivatives market is expected to have an outstanding notional amount of 4.8 trillion USD by the end of 2004 (see Zhu (2004)). The British Bankers' Association forecasts that credit derivative markets will reach 8.4 trillion USD by the end of 2006. These numbers show the importance for financial markets to cope with credit risk.

In general, credit risk is the risk of losses due to changes in the credit quality of a debtor including default. In the bond markets credit risk is compensated by a risk premium which is included in the yield of a bond. The riskier the bond, the higher the promised yield. In the derivatives market credit risk can affect prices in various aspects. First of all, derivatives are subject to counterparty credit risk. Options written by banks with low credit risk will have a higher price than options written by banks close to default. Secondly, derivatives can be written on securities which are subject to credit risk, e.g. options on corporate bonds, or credit risk itself can be the underlying of the derivative, e.g. credit default swaps. For these financial securities credit risk is the important factor to consider.

The increased trading activity in these securities set off the development for advanced pricing and risk management models to measure and control credit risk. The recent publication of the revised framework of the Basel Capital Accord by the Basel Committee on Banking Supervision (Basel II) in June 2004 documents the importance to manage credit risk for the banking sector and additionally fuelled the evolution of theoretical and applied research in this field. The rapidly growing markets for securities exposed to credit risk will increase the importance of credit risk even more. Therefore credit risk can be seen as the major challenge financial institutions are facing.

To establish the basis for risk management and bank regulation it is a prerequisite to correctly price financial securities exposed to credit risk. In the academic literature two different types of models can be found. In the structural models pioneered by Merton (1974) default is dependent on the firm's asset value process. In the reduced-form models developed by Duffie and Singleton (1997) and Lando (1998) default is driven by some exogenously specified hazard rate process. In both types of models observed asset prices are the input to estimate the process parameters under the risk neutral measure. Whereas structural models need stock price data as an input, in the case of the widely used reduced-form models sovereign or corporate bond spreads are necessary to calibrate the parameters of the pricing model. Therefore bond markets (and especially credit spreads) are important to price and manage credit risk.

This paper presents the technical process of estimating credit spread curves using bond market data. Credit spreads are the difference between risky and risk-free zero-coupon yields. Thus it is crucial for risk management to have high quality bond data available to produce reliable spread curves which are the input for credit risk models. In this paper we will explicitly explain the whole process of collecting data, estimating zero-coupon yield curves, and credit spread curves. We present this process for the European Monetary Union (EMU) government bond market. There exists a significant credit spread between the different countries in the EMU (e.g. between Germany and Austria), which makes this market interesting for calibrating models to explain credit risk and liquidity effects (see Jankowitsch, Mösenbacher, and Pichler (2005)). An advantage of the government bond market compared to the corporate bond market is the high number and data quality of the outstanding bonds of each country.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 contains the description of possible data providers and the evaluation of available information and of its quality. Section 3 describes the process of acquiring all data from the chosen provider using different tools. Sections 4 and 5 describe the estimation of zero-coupon yield curves and credit spread curves using the government bond data. Section 6 concludes.

## 2. Selection Process

### 2.1. Data Provider

The aim of this paper is to estimate credit spreads for EMU government bonds. In the first step a data provider has to be chosen. There are basically two providers that offer all the necessary information: Reuters and Bloomberg. These two providers have to be evaluated to find the optimal bond market data.

The most important information is the price history of the government bonds. We want a price history starting on January 1, 1999 (the start of the EMU), and ending on the day when we first download the data (March 15, 2001, in our case).

Reuters and Bloomberg offer this history based on closing prices for all the traded government bonds from various price sources (e.g. Deutsche Bank, Paribas, ...). The first analysis of the quality of price information shows that the closing price for a bond is not identical across the different price sources. Table 1 contains the closing prices from three financial institutions for a German government benchmark bond for four days:

**Table 1:** Closing prices for the German Bundesanleihe 4.5% 4.7.2009

	Deutsche Bank	Hypo Vereinsbank München	CS First Boston	Maximal Difference
18. 8. 1999	97.37	97.26	97.36	11 basis points
19. 8. 1999	97.50	97.36	97.48	14 basis points
20. 8. 1999	97.55	97.52	97.54	3 basis points
23. 8. 1999	97.65	97.79	97.75	14 basis points

We see that there is a difference in the closing prices of up to 14 basis points. To avoid a bias in the price history, when using only one price source, it is necessary to construct an average closing price from the best price sources for each government bond. Still this can be done with Reuters or Bloomberg data.

The advantage of Bloomberg is that it offers such an average of closing pricing. This average is called Bloomberg Generic (BGN) and is constructed by eliminating the highest and the lowest closing prices and calculating an average based on the remaining prices. Since this method avoids the bias in the data and is constructed in a reasonable way, we choose Bloomberg as the data provider for the EMU government bond data.

## **2.2. Government Bonds**

The next step after selecting the data provider is to identify all the government bonds which are necessary as input for the zero-coupon yield curve estimation. At present twelve countries participate in the EMU: Germany (AAA according to Moody's), France (AAA), Italy (AA2), Austria (AAA), The Netherlands (AAA), Belgium (AA1), Portugal (AA2), Spain (AAA), Finland (AAA), Greece (A1), Ireland (AAA), and Luxembourg (AAA). We will restrict the sample to government bonds of these countries denominated in euro, with fixed coupon, fixed redemption, and without option features.

Bloomberg offers a suitable tool (SRCH <Go> in the Bloomberg Terminal) which searches for these bonds. In the tool all features of the instruments can be chosen and a list is returned which contains the identification code (CUSIP-Code) of all bonds which satisfy the selected criteria.

This tool returns information for more than 700 government bonds. In the next step each of these bonds has to be additionally checked, because it is still possible due to data inconsistencies to find some bonds with e.g. option features in this list. Bloomberg offers a page for each bond with a description of its features. There each bond can be inspected. All bonds that have option features, floating or index-linked payments, or that are denominated in a non-euro currency, or are only traded in specialised markets, are eliminated. Figure 1 shows this description page for one bond:

**Figure 1:** Security description page

ISSUER INFORMATION		IDENTIFIERS		RATINGS	
Name	REPUBLIC OF AUSTRIA	Common	005362792	Moody's	Aaa
Type	Sovereign	ISIN	AT0000383070	S&P	AAA
Market of Issue	EURO-ZONE	Austr	038307	Composite	AAA
SECURITY INFORMATION		ISSUE SIZE		1) Euro Redenomination 2) Additional Sec Info 3) Identifiers 4) Ratings 5) Custom Notes 6) Issuer Information 7) ALLO 8) Pricing Sources 9) Related Securities	
Country	AT	Currency	EUR	Amt Issued	EUR 1,487,470 (M)
Collateral Type	BONDS	Maturity	10/18/2004	Series	94 7
Calc Typ	( 71)AUSTRIA:ISMA METHD	Normal	NORMAL	Amt Outstanding	EUR 1,487,470 (M)
Coupon	7 5/8	Fixed	FIXED	Min Piece/Increment	0.01/ 0.01
Annual	ACT/ACT	Announcement Dt	10/11/94	Par Amount	726.73
Int. Accrual Dt	10/18/94	1st Settle Date	10/18/94	BOOK RUNNER/EXCHANGE	
1st Coupon Date	10/18/95	Iss Pr	100.3500	DESTER KONTROLBK	
NO PROSPECTUS				VIENNA	
				65) Old DES	
				66) Send as Attachment	
BUNDESANLEIHE. ORIG ATS 10.21BLN ISS'D 10/94. ADD'L ATS 10.2588BLN ISS'D 11/94. DELISTING FRANKFURT ON 10/27/00.					
Are you looking for one place to find global merger & acquisition deals & news - both as they hit the market & historically? See <a href="#">MA</a> <a href="#">GO</a>					

After this step we have a remaining list of bonds. Table 2 shows the number of government bonds for each country for the time period 1999 to 2001. For these bonds all necessary information has to be downloaded from Bloomberg.

**Table 2:** The overall number of government bonds for each country and the average, the maximum, and the minimum number of outstanding bonds observed on each day.

Number of Bonds	Germany	France	Italy	Austria	Netherlands	Belgium	Portugal	Spain	Ireland	Finland
Overall	104	106	104	99	45	36	26	39	23	56
Average	65	37	59	53	30	21	13	24	6	24
Min	57	18	43	43	15	16	7	22	5	12
Max	71	45	63	60	37	23	15	26	15	27

Luxembourg is excluded because no quotes for its bonds can be found. According to our information these bonds exist but are not publicly traded. Greece is also excluded because it did not take part in the starting phase of the euro in 1999.

### 3. Data Download

For each government bond we need the following information:

- basic features, e.g. maturity, coupon rate
- exact cash flow schedule
- price history
- benchmark history, i.e. on which days the bond is regarded as a benchmark bond

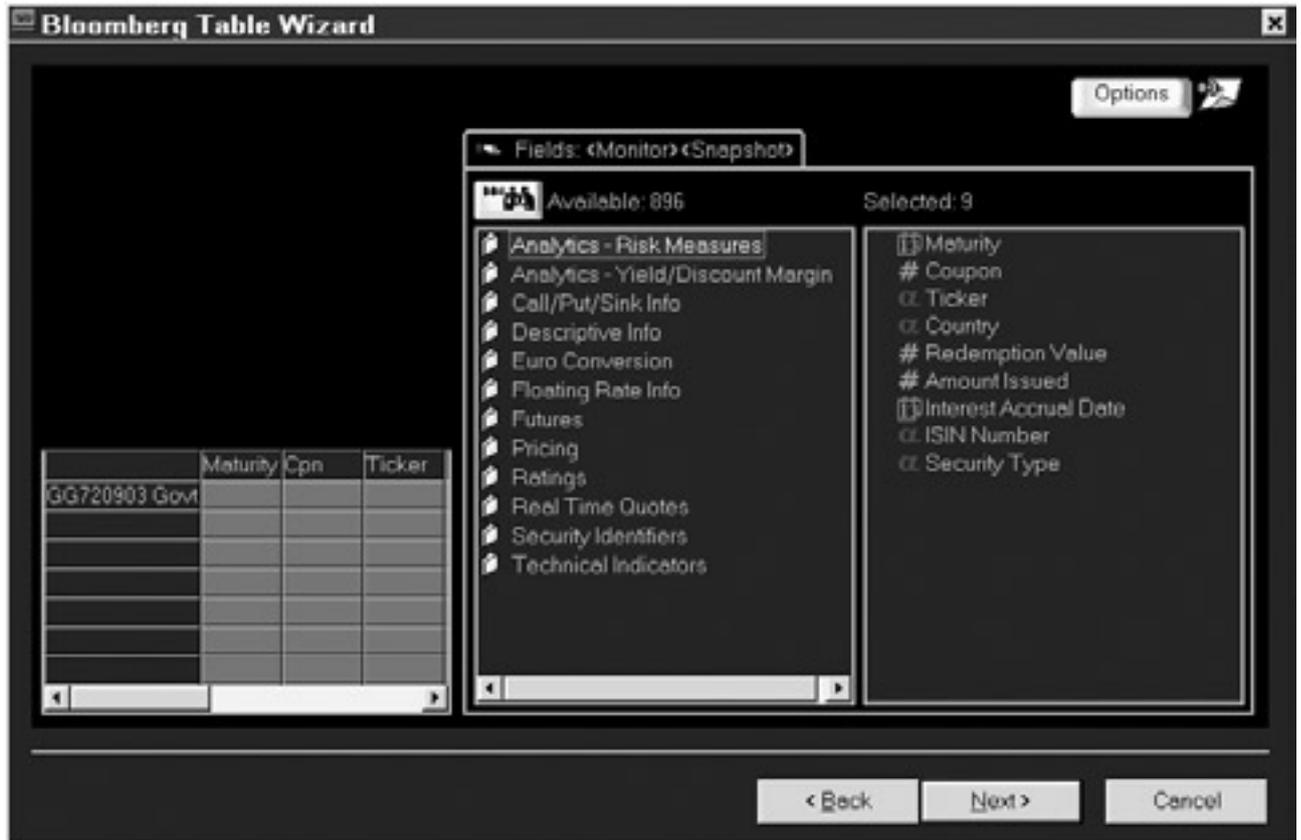
Each of these four categories has to be treated separately. The next sections explain how to download the data for each of these categories.

#### 3.1. Basic Features

The basic features can be downloaded using the standard Bloomberg add-in for MS-Excel (Bloomberg Table Wizard). This category contains the following information for each bond:

- maturity
- coupon
- ticker
- collateral type
- redemption value
- amount issued
- starting day of the accrued interest
- Isin-number
- country of issuer

Figure 2 shows the Bloomberg Table Wizard, which is used to download the data to Excel:

**Figure 2:** Bloomberg Table Wizard


The result of this step is a matrix in Excel containing the information listed above for each bond. Table 3 shows this matrix for five Austrian bonds.

**Table 3:** Basic features for five Austrian bonds

Cusip	Maturity	Coupon	Ticker	Collat_typ	Redemp_val	Int_acc_dt	Amt_issued	Isin	Country
GG720903	18.10.2004	7.63	RAGB	BONDS	100.00	18.10.1994	1487470964	AT0000383070	AS
GG727341	31.05.2006	6.25	RAGB	BONDS	100.00	31.05.1996	874848702.2	AT0000383476	AS
AA212876	24.02.2001	7.00	RAGB	BONDS	100.00	24.02.1987	159001960	AT0000380902	AS
GG715162	19.03.1999	6.25	RAGB	BONDS	100.00	19.03.1993	1199831230	AT0000382619	AS
GG717076	06.04.1999	6.63	AOBL	BONDS	100.00	06.04.1988	1000000000	AT0000381447	AS

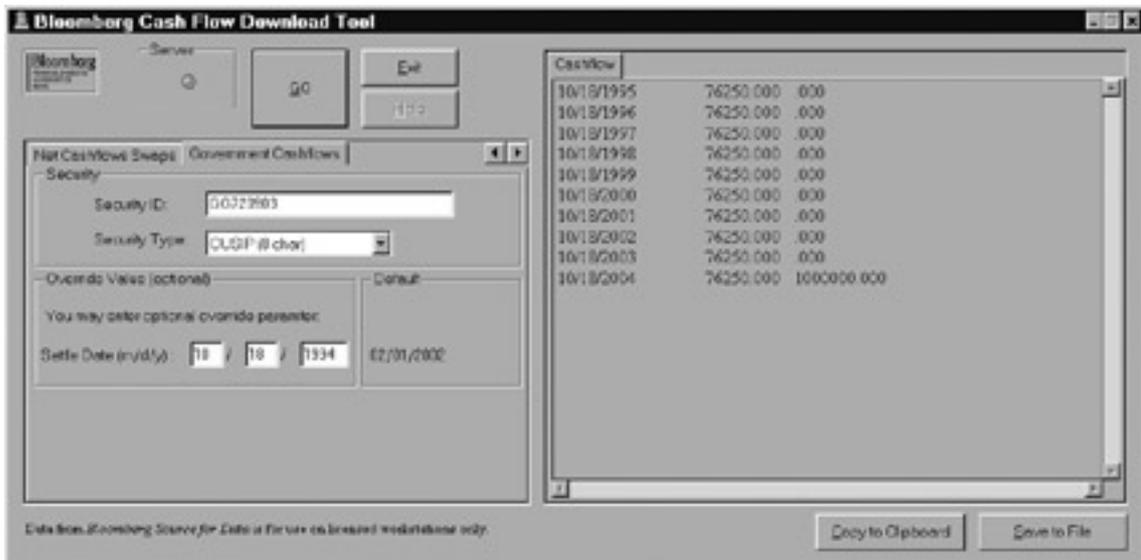
### 3.2. Cash Flow Schedule

For each bond we need the exact cash flow schedule. This schedule contains the following information:

- date of cash flow
- coupon payment for this date
- redemption payment for this date

It is necessary to collect this information, because even for fixed coupon government bonds there is often some irregularity in the payment structure, e.g. a longer or shorter first coupon period. Bloomberg offers the *Cash Flow Download Tool* to access this information. From this tool the data can be copied into an Excel-sheet. Figure 3 shows the *Cash Flow Download Tool*:

**Figure 3:** Bloomberg Cash Flow Download Tool



Important to note is that the first settlement date has to be entered in the field Settle Date (m/d/y), otherwise the cash flow schedule can be incorrect. Table 4 shows the result for a bond after copying the data to Excel:

**Table 4:** Cash flow of a bond with a longer first coupon period

Date	Cusip	Coupon	Redemption
18.02.2001	EC199471	5.33	0.00
18.02.2002	EC199471	4.25	0.00
18.02.2003	EC199471	4.25	0.00
18.02.2004	EC199471	4.25	0.00
18.02.2005	EC199471	4.25	100.00

For every bond such a list must be copied from the tool to Excel. The drawback of the tool is that it only allows entering one bond at a time, which makes the procedure rather time-consuming.

### 3.3. Price History

For each government bond we need the price history. For the EMU government bond market the history starts on January 1, 1999 (the start of the euro). For each day in this time interval the ask-price and the bid-price are collected for every bond. The price information is based on the Bloomberg Generic (BGN) data source as described in section 2. Since we want to use the BGN price data, we have to change the standard price sources for government bonds in Bloomberg to BGN (FMPS <Go> in the Bloomberg Terminal). The standard Bloomberg Add-In for Excel

(Bloomberg Table Wizard) can then be used to download the price information to Excel. After these steps the price history is downloaded to Excel. Table 5 shows the results for one bond:

**Table 5:** Price history for one government bond

<b>EC372342</b>		
<b>Date</b>	<b>Ask-Price</b>	<b>Bid-Price</b>
10.04.2001	100.34	100.22
11.04.2001	99.88	99.87
12.04.2001	99.77	99.76
16.04.2001	99.75	99.71
17.04.2001	99.70	99.69

### 3.4. Benchmark History

In the European bond markets representative bonds with a certain maturity and high outstanding volumes are declared benchmark bonds. These bonds remain benchmark for a specific time until another bond becomes the benchmark bond. The information whether or not a bond is a benchmark bond is very important, since there is much more trading activity in these bonds. Thus the benchmark information can be used when credit spread curves shall be estimated for liquid bonds only. This section explains how to download this information.

Unfortunately there is no standard tool to get this data, but the Bloomberg Terminal offers a history of benchmark yield curves for every country (IYC 1 <Go> in the Bloomberg Terminal). On the same page as the yield curves there is also the information which bonds are regarded as benchmark bonds. This list can be copied to Excel. This has to be done separately for each day. To reduce this copying to a reasonable amount of time and because the benchmark bonds do not change too frequently, it is sufficient to download the list of benchmark bonds not for every day but for every week. Table 6 shows the results for one specific day:

**Table 6:** Benchmark bonds in Belgium for January 4, 1999

<b>04.01.1999</b>
GG729132
GG726705
GG713270
GG708153
GG718290
GG718965
GG726084
GG728202
GG736276
GG714494
GG725602
GG737950

## 4. Zero-Coupon Yield Curves

After the collection of the government bond data the most valuable information we can gain are zero-coupon yield curves for every country. These curves show the relationship between the yield and the maturity of synthetic zero-coupon bonds and are used to estimate the credit spread curves. There exist various models to estimate zero-coupon yield curves. Widely spread models are e.g. McCulloch (1975), Schaefer (1981), Nelson and Siegel (1987), and Svensson (1994). In this paper we present the cubic splines model introduced by McCulloch (1975), which has the advantage that it can be estimated by ordinary least squares (OLS) regression. For most other models non-linear optimisation procedures would be necessary.

### 4.1. Estimation Method

The approach by McCulloch (1975) divides the zero-coupon yield curve into a definable number of intervals and for each of these intervals a cubic spline is used to build the curve. If the curve is divided by  $k-1$  knots, we need  $k$  parameters to describe the entire zero-coupon yield curve. The parameters can be found by performing an OLS regression using the government bond data as input. The result is a zero-coupon yield curve, which minimises the pricing error between the model price and the market price of the government bonds. The model price is estimated by taking the parameters from the regression and using them to get the discount factors for the maturities when a bond has cash flows. Then the present values of these cash flows are calculated and the sum of these present values yields the model price. The market price is the observed clean price plus the accrued interest. The following paragraphs explain how the optimal  $k$  parameters can be found using OLS regression:

$$a = (X'X)^{-1} X'Y$$

where  $a$  is the  $k \times 1$  matrix of the parameters

Matrix  $X$ : is  $n \times k$  matrix, where  $n$  is the number of bonds and  $k$  the number of parameters

$$x_{ij} = \sum_{h=1}^{R_i} Z_i(h) \cdot f_j(w_i(h)) \quad \forall i = 1 \dots n \text{ and } j = 1 \dots k$$

where  $R_i$  ..... is the number of future cash flows for bond  $i$

$Z_i(h)$  ..... is the future cash flow  $h$  of bond  $i$

$w_i(h)$  ..... is the maturity of the future cash flow  $h$  of bond  $i$  in years

$f_j(t)$  ..... is a function of time  $t$  explained below

Matrix  $Y$ : is a  $n \times 1$  matrix, where  $n$  is the number of bonds

$$y_i = P_i - \sum_{h=1}^{R_i} Z_i(h) \quad \forall i = 1 \dots n$$

where  $P_i \dots$  is the market price of bond  $i$

$$P_i = \text{clean price} + \text{accrued interest}$$

$$\text{accrued interest} = \text{next cash flow} \cdot \frac{\text{time passed since last coupon payment}}{\text{time between the coupon payments}}$$

Function  $f_j(t)$ : is a function of time  $t$  and uses the user-defined knots  $d_j$ , where  $j$  is the number of the knot ( $j = 1 \dots k-1$ )

$$\text{if } t < d_{j-1}: \quad f_j(t) = 0$$

$$\text{if } d_{j-1} \leq t < d_j: \quad f_j(t) = \frac{(t - d_{j-1})^3}{6 \cdot (d_j - d_{j-1})}$$

$$\text{if } d_j \leq t < d_{j+1}: \quad f_j(t) = \frac{c^2}{6} + \frac{c \cdot e}{2} + \frac{e^2}{2} - \frac{e^3}{6 \cdot (d_{j+1} - d_j)}$$

$$\text{where } c = d_j - d_{j-1} \text{ and } e = t - d_j$$

$$\text{if } d_{j+1} \leq t: \quad f_j(t) = (d_{j+1} - d_{j-1}) \cdot \left[ \frac{2 \cdot d_{j+1} - d_j - d_{j-1}}{6} + \frac{t - d_{j+1}}{2} \right]$$

Two special conditions have to be considered when calculating  $f_j(t)$ :

1. if  $j = 1$ , then  $d_j = d_{j-1} = 0$
2. if  $j = k$ , then  $f_j(t) = t$

The result of this procedure is the matrix  $a$ , which contains the optimal parameters. These parameters can now be used to calculate the discount factor for a certain maturity  $t$ :

$$D(t) = 1 + \sum_{j=1}^k f_j(t) \cdot a_j$$

From the discount function we can calculate the zero-coupon yield curve using the following formula:

$$r(t) = \left( \frac{1}{D(t)} \right)^{\frac{1}{t}} - 1$$

In our calculations we decide to use three equidistant knots, which makes it necessary to estimate four parameters in the regression. We also calculate models using more knots, but this leads to

no improvement in terms of goodness-of-fit and so the final zero-coupon yield curve is based on three knots. The first knot is always set to zero and the last knot is at least equal to the longest maturity of all bonds included. In order to avoid long time spans between the final payment dates of individual bonds at the long end of the yield curve we restrict our analysis to bonds with a time to maturity equal or shorter than ten years. The estimation model can, however, easily be used to obtain zero-coupon yield curves using bonds with longer maturities and/or a different number of parameters.

#### 4.2. Data Cleaning

After the first calculation of the zero-coupon yield curves we have to undertake a data cleaning process in which we identify certain bonds or dates that should be excluded from the sample because they lead to obviously problematic results.

As a result of the estimation procedure we obtain the pricing errors of each bond. These errors should be in a reasonable range. For some bonds, however, we find very high pricing errors (over 1 percent) for all days. For these bonds there seems to exist a problem concerning the quality of the price information. Maybe the bonds are illiquid and the prices quoted are stale and far away from market prices. This kind of bonds is marked after the first calculation of the zero-coupon yield curves and then the curves are estimated again excluding these bonds. As an example, Table 7 shows the bonds for each country which are not used in the estimation of the zero-coupon yield curves for the time period 1999 to 2001:

**Table 7:** Excluded government bonds

Germany	France	Italy	Austria	Netherlands	Belgium	Portugal	Spain	Finland	Ireland
-	-	GG730265 EC056746	GG727790 EC056732	-	-	CP100016	-	-	-

After the elimination of these bonds, still, for a few days the estimated zero-coupon yield curves are obviously miss-specified. The major problem is that for these days only quotes for a few bonds are made available by Bloomberg. The resulting number of bonds is not sufficient to estimate a useful zero-coupon yield curve. These days are eliminated from the sample. Table 8 shows which days are excluded for each country:

**Table 8:** Excluded days in the sample

Germany	France	Italy	Austria	Netherlands	Belgium	Portugal	Spain	Finland	Ireland
3.6.1999	5.4.1999 16.5.2000	16.5.2000	13.5.1999 24.5.1999 3.6.1999	5.4.1999 16.5.2000 28.11.2000	5.1.1999 24.5.1999 16.5.2000	13.5.1999 28.1.2000	5.4.1999	16.5.2000	5.4.1999

After this cleaning process the zero-coupon yield curve estimation produces excellent results for all countries except for Ireland. As we can see in Table 2, Ireland has 23 government bonds

outstanding. After the introduction of the euro the Irish National Treasury Management Agency (NTMA) started a programme to introduce more liquidity in the Irish bond market. For this reason five new government bonds with large volume were issued in May 1999 and were used to buy back or exchange 91% of the outstanding volume of the old government bonds. After May 1999 the old Irish government bonds still exist and Bloomberg still delivers quotes, but their outstanding volume is negligible compared to the newly-issued bonds. Table 9 shows the outstanding volumes since May 1999<sup>1</sup>. The five newly-issued bonds are marked with bold letters.

**Table 9:** Outstanding volume of Irish Government Bonds

<b>Irish Government Bonds</b>	<b>Outstanding Volume in Euro (m)</b>	<b>Maturity</b>
9% Government Bond 2001	112.6	15.07.2001
8% Capital Loan 2001	22.2	15.10.2001
<b>6.5% Treasury Bond 2001</b>	<b>2,055.30</b>	<b>18.10.2001</b>
14 ¾% Development Stock 2002-04	25.5	01.02.2002
<b>2 ¾% Treasury Bond 2002</b>	<b>3,031.20</b>	<b>18.10.2002</b>
9 ¼% Capital Stock 2003	181.8	11.07.2003
8 ¼% Exchequer Bond 2003	19.8	30.10.2003
6 ¼% Treasury Bond 2004	242	18.10.2004
<b>3.5% Treasury Bond 2005</b>	<b>5,477.30</b>	<b>18.10.2005</b>
12 ½% Capital Stock 2005	15	15.12.2005
8% Treasury Bond 2006	115.2	18.08.2006
9% Capital Stock 2006	134.4	01.09.2006
8 ¼% Capital Stock 2008	1.6	30.07.2008
6% Treasury Bond 2008	68.7	18.08.2008
<b>4% Treasury Bond 2010</b>	<b>6,524.90</b>	<b>18.04.2010</b>
8 ½% Capital Stock 2010	14.7	01.10.2010
8 ¾% Capital Stock 2012	38.4	30.09.2012
8 ¼% Treasury Bond 2015	11.1	18.08.2015
<b>4.6% Treasury Bond 2016</b>	<b>3,675.6</b>	<b>18.04.2016</b>

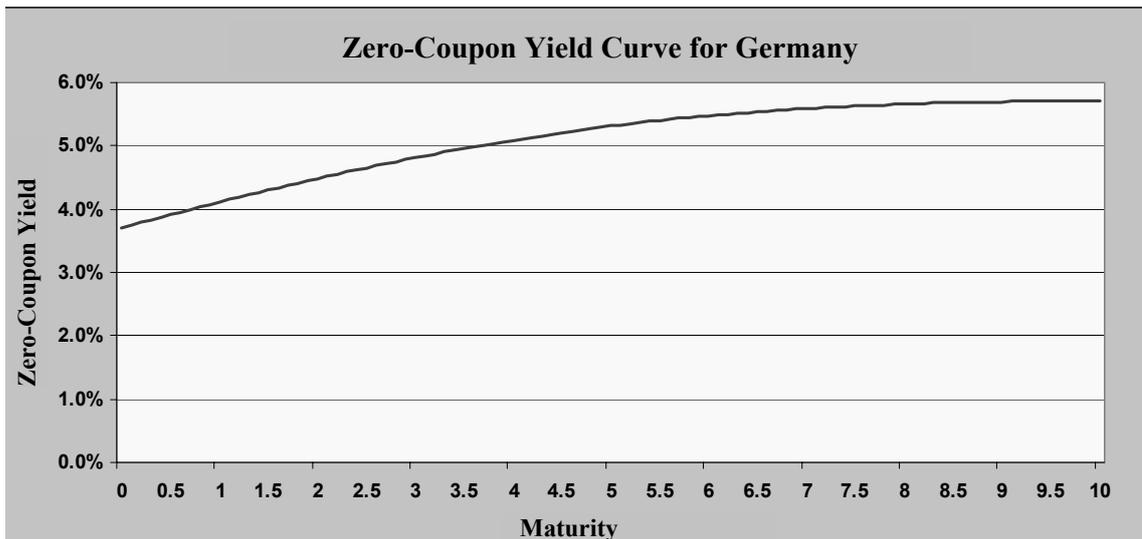
Since only the five newly-issued bonds are actively traded on the Irish bond market and the quotes for the remaining bonds are not representative we decide to use only these five bonds to estimate the zero-coupon yield curve between May 1999 and March 2001. From January 1999 to April 1999 we use all Irish bonds to calculate the zero-coupon yield curve. After all these adjustments we now obtain reasonable and representative zero-coupon yield curves for all countries.

<sup>1</sup> Source, [http://www.ntma.ie/GovtBonds/GovtBonds\\_bondOutstanding.htm](http://www.ntma.ie/GovtBonds/GovtBonds_bondOutstanding.htm)

### 4.3. Results

After the data cleaning procedure we can estimate zero-coupon yield curves for all countries in our sample. Figure 4 shows the resulting zero-coupon yield curve for Germany for January 28, 2000:

**Figure 4:** German zero-coupon yield curve for January 28, 2000



### 5. Credit Spread Curves

The zero-coupon yield curves of each country can now be used to estimate the credit spread curves. The first step is to define which country represents the 'risk-free country'. It is common practice to use Germany as the risk-free benchmark in the euro zone. A potential alternative would be to use the French government bonds. In the second step the credit spread curve of a specific country with respect to the chosen reference curve is calculated by subtracting the reference zero-coupon yield curve from the zero-coupon yield curve of the country.

$$s_c(t) = r_c(t) - r_{ref}(t)$$

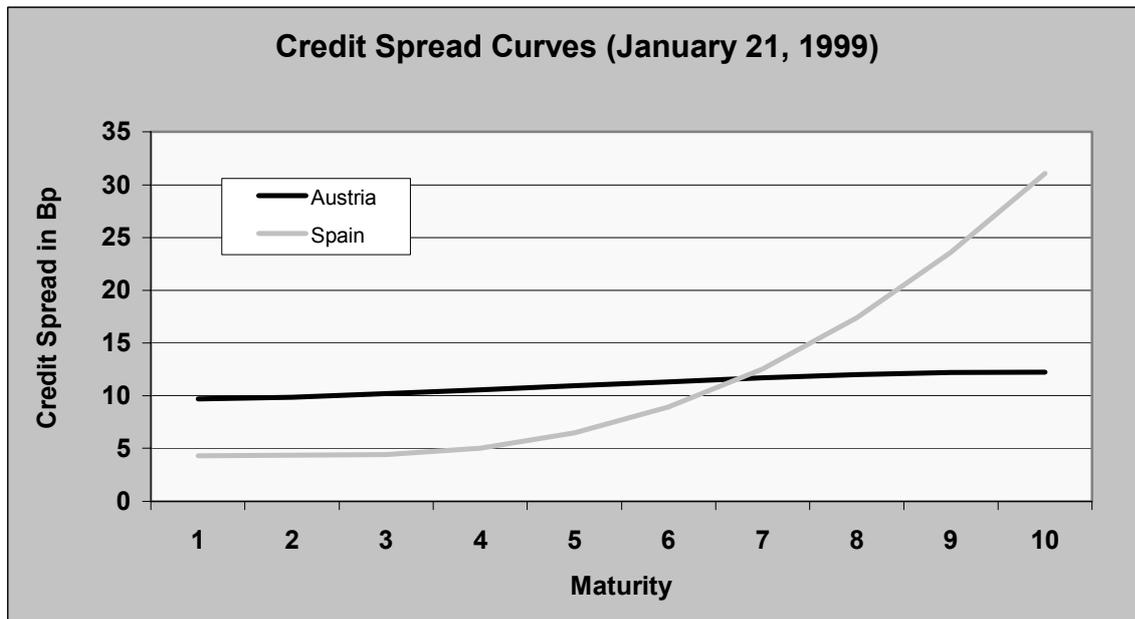
$s_c(t)$  credit spread between country  $c$  and the reference country for maturity  $t$

$r_c(t)$  zero-coupon yield for country  $c$  for maturity  $t$

$r_{ref}(t)$  zero-coupon yield for the reference country for maturity  $t$

Figure 5 shows the credit spread curves for Austria and Spain on a particular day (January 21, 1999) and Figure 6 shows the time series for Austria and The Netherlands for the five-year credit spread:

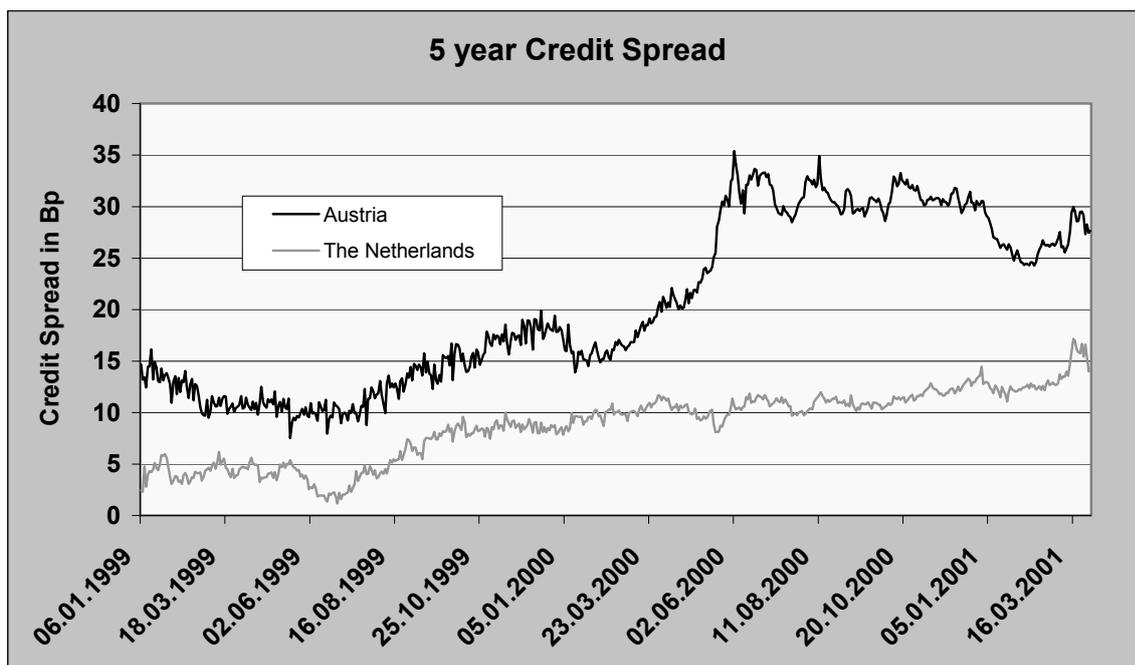
**Figure 5:** Credit spread curves for Austria and Spain (with Germany as the reference curve) on January 21, 1999.



The calculation of credit spread curves by subtracting zero-coupon yield curves represents the simplest estimation procedure. For a more sophisticated estimation approach see Jankowitsch and Pichler (2004). For the estimation of credit spread curves for the corporate bond market see Jankowitsch and Pichler (2005).

These credit spread curves can now be used as input for the parameter estimation of credit risk models. Only with high-quality credit spreads will the pricing of other credit instruments be sufficiently accurate.

**Figure 6:** Time series of the five-year credit spread for Austria and The Netherlands (with Germany as the reference curve).



## 6. Conclusion

At present credit risk management is one of the major challenges for the financial markets. Instruments related to credit risk, e.g. credit default swaps or asset-backed securities, have shown rapid growth in the past fifteen years. The increased trading activity in these securities set off the development of advanced pricing and risk management models to measure and control credit risk. Important examples are the reduced-form models pioneered by Duffie and Singleton (1997) and Lando (1998). In these models sovereign or corporate bond spreads are necessary to calibrate the parameters of the pricing process.

This paper presents the technical process of estimating credit spread curves for the EMU government bond market. Credit spreads are defined as the difference between risky and risk-free zero-coupon yields. Thus it is crucial to have high-quality bond data available to produce reliable spread curves which serve as input for credit risk models. This paper explicitly illustrates the whole process of collecting data, estimating zero-coupon yield curves, and credit spread curves.

## References

- Ammann, M., 2001, *Credit risk valuation: Methods, models, and applications*, 2nd edition, Springer, Berlin.
- Basel Committee on Banking Supervision, 2004, *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: a Revised Framework*, Basel, June 2004, [www.bis.org](http://www.bis.org).
- Bondt, G., 2002, *Euro area corporate debt securities market: First empirical evidence*, European Central Bank Working Paper No. 164.
- Duffie, D., Singleton, K., 1997, An econometric model of the term structure of interest swap yields, *Journal of Finance* 52, 1287 – 1321.
- Jankowitsch, R., Mösenbacher, H., Pichler, S., 2005, *Measuring the Liquidity Impact on EMU Government Bond Prices*, forthcoming in *The European Journal of Finance*.
- Jankowitsch, R., Pichler, S., 2004, Parsimonious estimation of credit spreads, *The Journal of Fixed Income* 14 (3), December 2004, 49-63.
- Jankowitsch, R., Pichler, S., 2005, *Currency dependence of corporate credit spreads*, Working Paper, Vienna University of Economics and Business Administration.
- Lando, D., 1998, On Cox processes and credit risky securities, *Review of Derivatives Research* 2 (2/3), 99 – 120.
- McCulloch, J.H., 1975, The Tax-Adjusted Yield Curve, *Journal of Finance* 30, 811 – 830.
- Merton, R.C., 1974, On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates, *Journal of Finance* 2, 449 – 470.

Nelson, C.R., Siegel, A.F., 1987, Parsimonious Modeling of Yield Curves, *Journal of Business* 60, 473 – 489.

Schaefer, S.M., 1981, Measuring a tax-specific term structure of interest rates in the market for British government securities, *Economic Journal* 91, 415 – 438.

Svensson, L.E.O., 1994, Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992 – 1994, IMF Working Paper, International Monetary Fund.

Zhu, H., 2004, An empirical comparison of credit spreads between bond market and credit default swap market, BIS Working Paper No. 160.



# Der Faire Wert eines Lebensversicherungsvertrages

## Abstract

In diesem Beitrag wird das Bewertungskonzept des *fair value*, welches durch die Normen der Internationalen Rechnungslegung (IFRS) ab 2005 für Versicherungsverträge teilweise zu Anwendung gelangt, vorgestellt. Wir konzentrieren uns hierbei auf Lebensversicherungsverträge und vergleichen traditionelle aktuarielle Bewertungsansätze mit der nunmehr geforderten marktwertorientierten Betrachtung, welche auch die quantitative Grundlage für das sog. *Asset-Liability-Management* darstellt. Wir erläutern die wesentlichen Begriffe anhand eines einfachen Zahlenbeispiels für den Er- und Ablebensvertrag. Weiters zeigen wir exemplarisch auf, dass in den meisten Versicherungsverträgen auch *derivative* (Finanz-) Kontrakte *eingebettet* sind. Wir erläutern die Berechnung der arbitragefreien Preise anhand des Prinzips der stochastischen Diskontierung (*Deflatoren*). Abschließend bestimmen wir für den Er- und Ablebensvertrag den fairen Wert für zwei eingebettete Optionen numerisch: die Kapital- bzw. Zinsgarantie bei Endfälligkeit und den Preis für das Risiko des vorzeitigen Rückkaufs des Vertrages durch den Versicherungsnehmer.

*In this article we present the principles of fair value accounting, which partially have to be applied to insurance contracts within the framework of International Financial Reporting Standards (IFRS) from 2005 onwards. We concentrate on life insurance contracts and compare the traditional actuarial approach to the now mandatory market-value-related system, which also forms the foundation of quantitative ALM. We explain the basic concepts by referring to a simple endowment policy. Furthermore we list some generic examples of embedded (financial) derivatives within insurance contracts. We develop the method of arbitrage-free pricing by making use of the method of stochastic discounting (deflators). Finally we apply this to calculate the fair price for two embedded options numerically, namely the maturity guarantee and the surrender option within the host contract of the endowment policy.*

## 1. Einleitung

Die Bewertung von Lebensversicherungsverträgen hat eine lange Tradition. Durch die zunehmende volkswirtschaftliche Bedeutung der Versicherungswirtschaft im Allgemeinen und der Lebens- und Pensionsversicherung im Besonderen hat sich aus mathematischer Sicht ein eigenständiges Regelwerk für den Bewertungsansatz entwickelt: die sog. *Anerkannten Grundsätze der Versicherungsmathematik*. Es handelt sich hierbei nicht um Normen im engeren Sinn. Man versteht vielmehr darunter – ähnlich wie bei den sog. Grundsätzen der ordnungsgemäßen



**Hubert Schicketanz**  
Prüfaktuar,  
Lektor an der FH des bfi Wien



**Tatjana Slavova**  
Institut für Höhere Studien

Buchführung – ein historisch gewachsenes und erprobtes System von Rechenvorschriften, das es dem Berufsstand der Aktuarien ermöglicht, in konsistenter und akkordierter Form die erforderlichen Prämien und die gebotenen Rückstellungen zu berechnen, die für die wirtschaftliche Umsetzung des Versicherungsvertrages unumgänglich sind.

Im Bereich der Lebens- und Pensionsversicherungsmathematik können diese Grundsätze wie folgt zusammengefasst werden:

- Vorsichtiger Ansatz bei den Versicherungsrisiken wie etwa Tod oder Invalidität
- Vorsichtiger Ansatz bei den zugrundeliegenden Finanzerträgen bzw. der Diskontierung
- Die Äquivalenz von Beiträgen und Leistungen im Erwartungswert

Diese Grundsätze werden begleitet durch aufsichtsrechtliche Bestimmungen (VAG, Versicherungsaufsichtsgesetz) und das Testat des verantwortlichen Aktuars, der mit dem Jahresabschluss auch zu bestätigen hat, dass die dauernde Erfüllbarkeit der Verpflichtungen aus versicherungsmathematischer Sicht gegeben ist (Finanzierbarkeitsnachweis).

Die „klassische“ Bewertung von Lebensversicherungsverträgen folgt demnach einem Preissystem, welches bei einer Vielzahl gleichartiger Kontrakte (*Diversifikation*) durch einen vorsichtigen Ansatz bei der Bewertung der zugrundeliegenden biometrischen und finanziellen Risiken (*Vorsichtsprinzip*) eine Prämienkalkulation in Höhe des Erwartungswerts der zukünftigen (Versicherungs-) Leistungen rechtfertigt.

Dieser Bewertungsansatz steht jedoch im deutlichen Kontrast zu einer marktwertorientierten Betrachtungsweise und den Methoden des quantitativen Risikomanagements:

1. Die Internationalen Rechnungslegungsstandards (so genannte IAS bzw. IFRS) beinhalten als zentrales Element im Bewertungsansatz für Vermögenswerte (*Assets*) und Verpflichtungen (*Liabilities*) den sog. *fair value*. Für Versicherungsunternehmen erfolgt eine schrittweise Einführung dieses Konzepts; siehe dazu (IFRS 2005). Unter *fair value* versteht man:

*The amount for which an asset could be exchanged, or a liability settled, between knowledgeable, willing parties in an arm's length transaction.*

Wenn ein durch aktiven Handel gekennzeichneter Markt für *Assets* oder *Liabilities* vorhanden ist, dann ist der *fair value* mit dem jeweiligen Marktwert gleichzusetzen. Wenn kein Marktwert existiert – wie etwa bei Versicherungsverträgen, die bekanntlich (noch) nicht an Börsen gehandelt werden – dann ist der *fair value* aus den diskontierten Cashflows nach Risikoadjustierung entsprechend den Präferenzen der Marktteilnehmer zu ermitteln; siehe dazu (Abbink/Saker 2002).

2. Klassische Lebensversicherungskontrakte beinhalten Zinsgarantien. Die zugesagten Leistungen können aber auch von anderen exogenen Größen (z.B. einem Aktien-

index) abhängen. Diese Verträge haben somit den Charakter von derivativen Finanzinstrumenten, die aber bei Versicherungsverträgen als solche oft nur mittelbar in Erscheinung treten. Man sagt auch, dass diese Derivate *eingebettet* sind; siehe dazu (Koller 2000).

3. Um den fairen Wert und die statistischen Charakteristika solcher Verträge berechnen zu können, benötigen wir auch Kenntnisse der zugrundeliegenden Finanzökonomie. Die Theorie der konsistenten Preissysteme ist dabei ein zentrales Element und von zunehmender Bedeutung im Bereich der Versicherungswirtschaft. Sie bildet auch die Grundlage für ein quantitatives Asset-Liability-Management (ALM) und wird in den nächsten Jahren auch die Entwicklung der aufsichtsrechtlichen Normen, die mit dem Namen *Solvency II* bezeichnet werden, entscheidend beeinflussen; siehe dazu (Hairs et al. 2001).

Die Struktur des vorliegenden Beitrags gliedert sich wie folgt:

In Kapitel 2 gehen wir auf zwei grundlegende Risiken bei Lebensversicherungsverträgen ein. Wir diskutieren biometrische und finanzielle Komponenten und zeigen Gemeinsamkeiten sowie Unterschiede im Bewertungsansatz auf.

In Kapitel 3 behandeln wir die Er- und Ablebensversicherung nach den „klassischen“ Methoden der Versicherungsmathematik und geben ein illustratives Zahlenbeispiel. Wir führen aber auch Beispiele für eingebettete Derivate an, die mit Hilfe der klassischen Methoden allein nicht bewertet werden können.

In Kapitel 4 stellen wir Bewertungsmethoden vor, die üblicherweise bei Finanzderivaten zur Anwendung gelangen. Wir verwenden hier das Konzept der stochastischen Diskontierung (*Deflatoren*), welches im Bereich der Lebensversicherung zunehmend eingesetzt wird. Dieses Prinzip ist äquivalent zum sog. risikoneutralen Maß (*Martingalmaß*) der Finanzökonomie.

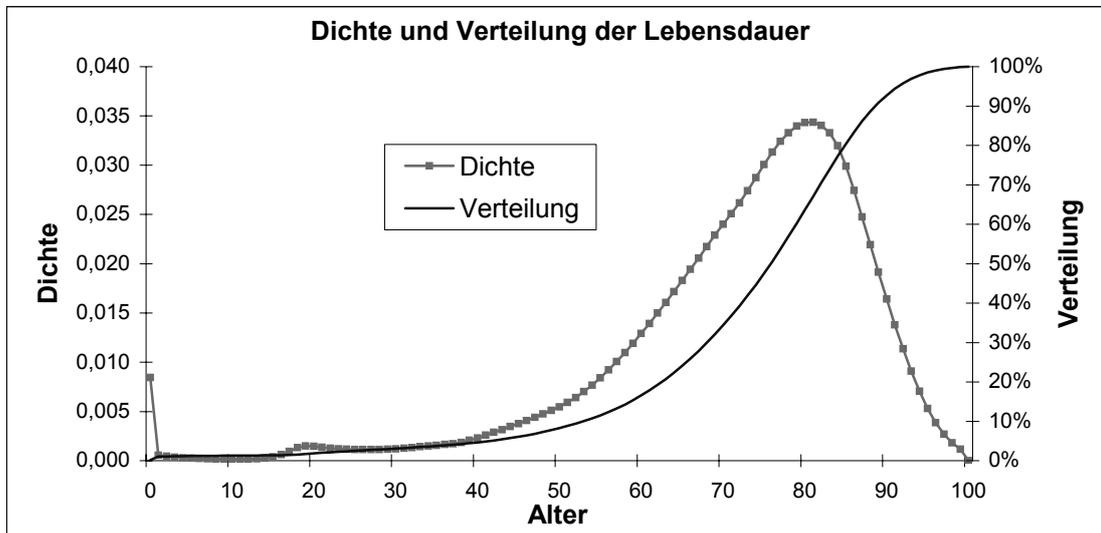
In Kapitel 5 berechnen wir anhand der oben genannten Methodik den ökonomischen Wert einer Er- und Ablebensversicherung für ein sehr einfaches Kapitalmarktmodell. Wir zeigen, wie die Zinsgarantie bei Endfälligkeit des Vertrags bewertet werden kann und berechnen die faire Prämie für das Risiko des vorzeitigen Rückkaufs durch den Versicherungsnehmer.

## 2. Die Risiken beim Lebensversicherungsvertrag

Die Modellierung von Lebensversicherungsverträgen gestaltet sich grundsätzlich einfach, wenn wir etwa aufgrund einer Sterbetafel die Verteilung für die verbleibende Lebensdauer  $L_x$  einer Person mit Alter  $x$  als gegeben erachten können.

Die folgende Grafik (siehe Abbildung 1) zeigt Dichte und Verteilung der Zufallsvariable „Lebensdauer eines Neugeborenen“ nach der Österreichischen Volkssterbetafel 1990/92:

**Abbildung 1**



Mit steigendem Alter werden sich diese Verteilungen ändern. Sie sind durch die Zufallsvariablen  $L_t$  mit  $t = x, x+1, x+2, \dots$  gegeben. Man sagt auch, dass  $L_t$  einen stochastischen Prozess definiert.

Abstrakt gesehen ist ein Lebensversicherungskontrakt als Funktion der Zufallsvariablen  $L_t$  zu sehen, die jedem möglichen Zustand zu einem Zeitpunkt  $T > t$  (die versicherte Person „lebt“ oder „lebt nicht“ zum Zeitpunkt  $T$ ) eine Zahlung („Versicherungsleistung“) zuordnet.

Um den monetären Wert des Versicherungsvertrags ermitteln zu können, müssen wir die Leistungen einzelner Jahre unter Ansatz einer Diskontierungsfunktion  $v(x,t)$  vergleichen. Ist diese bekannt, dann ergibt sich beispielsweise der versicherungsmathematische Barwert eines lebenslangen Rentenkontrakts zu Alter  $x$  mit jährlicher Zahlung von einem Betrag  $R$  aus der Formel

$$BW_x = \sum_{t=x}^{L_x} Rv(x,t) \quad [1]$$

Sind die Zinssätze zu allen Zeitpunkten und für alle Fristigkeiten gleich, dann gilt

$$v(x,t) = e^{r(x-t)} \quad \text{mit einem konstanten Zinssatz } r \quad [2]$$

In der Realität werden die Zinsen aber von der Frist ( $x-t$ ) abhängen (*Zinsstrukturkurve*) und sich auch im Zeitablauf ändern. Auch hier wird man im Allgemeinen auf vorgegebene analytische oder stochastische Zinsmodelle zurückgreifen müssen, um die Zufallsvariable „versicherungsmathematischer Barwert“ zu beschreiben. Um den Preis eines Lebensversicherungskontrakts zu bestimmen, wird man daher in geeigneter Weise den Erwartungswert aus Formel [1] berechnen müssen.

Für den Fall, dass die Diskontierungsfunktion durch einen konstanten Zinssatz  $r$  wie in Formel [2] gegeben ist, wird das Risiko des Versicherungsvertrags bei gegebenem Leistungsversprechen durch die Zufallsvariable  $L_t$  bestimmt.

Betrachtet man ein Versicherungsunternehmen, das eine Vielzahl gleichartiger Verträge – hier z.B. von lebenslangen Rentenkontrakten – abschließt, und unterstellt man, dass die einzelnen Kontrakte voneinander unabhängig sind, dann kann man die Verteilungsfunktion „Versicherungsmathematischer Barwert“ für das gesamte Portfolio näherungsweise durch seinen Erwartungswert ersetzen (*Gesetz der großen Zahlen*).

Diese Argumente begründen die traditionelle Vorgehensweise, den Preis des Versicherungsvertrags in Höhe des Erwartungswertes aus dem Leistungsversprechen anzusetzen. Das ist hier allerdings nur möglich, wenn die Verteilungsfunktion „Lebensdauer“ für den Versichertenbestand „bekannt“ ist, d.h. die Anwendbarkeit der zugrundeliegenden Sterbetafel gegeben ist. Die Ableitung der Sterbewahrscheinlichkeiten für ein prospektives Versichertenkollektiv bedarf eingehender Analysen und statistischer Auswertungen. Die zukünftige Entwicklung der Mortalitätsraten (*Änderungsrisiko*) bleibt jedoch ungewiss, und auch die Zusammensetzung des Versichertenbestandes kann nicht mit Sicherheit vorausgesagt werden (*Selektionsrisiko*).

Die Festlegung des fairen Preises für Übernahme des biometrischen Risikos ist somit abhängig von der Information über den Versichertenbestand, welche bei der Bildung des Erwartungswertes der Formel [1] zu berücksichtigen ist. Daher kann das biometrische Risiko auch durch die Bildung großer Versichertenbestände nicht restlos diversifiziert werden, und der faire Preis für die Übernahme dieses Risikos ist wegen der Unvollständigkeit des Marktes auch nicht eindeutig. Diese Feststellung rechtfertigt die Vorgehensweise in der Praxis, eine „Risikoadjustierung“ bei den Sterbewahrscheinlichkeiten vorzunehmen, um angemessene Sicherheitsmargen zu generieren.

Allerdings ist – trotz ungelöster konzeptueller Fragen – davon auszugehen, dass für die Anforderung der Rechnungslegung und des Risikomanagements der methodische Ansatz zur Berechnung des fairen Preises bei biometrischen Risiken transparent und nachvollziehbar dargelegt werden muss; siehe dazu (Cairns et al. 2004).

Wir nehmen nun an, dass im Fall der Biometrie durch Übergang zu geeigneten risikoadjustierten Sterbewahrscheinlichkeiten den Anforderungen des fairen Preises entsprochen wird. In der bestimmenden Gleichung [1] für den Barwert haben wir das Problem des fairen Preises eines Versicherungsvertrags somit auf eine rein finanzmathematische Fragestellung reduziert.

Allerdings ist zu beachten, dass ein „klassischer“ Lebensversicherungsvertrag in der Regel eine Zinsgarantie und eine Gewinnbeteiligung gewährt. Dies gilt sinngemäß auch für fondsgebundene Kontrakte mit Kapitalgarantie.

Die Art der Beteiligung des Versicherungsnehmers an den erzielten Überschüssen wird in den Versicherungsverträgen und durch aufsichtsrechtliche Normen festgelegt. Durch den vorsichtig zu wählenden Bewertungsansatz sind Gewinne während der Vertragsdauer zu erwarten, die einen wesentlichen Anteil am fairen Preis des Kontraktes ausmachen.

Durch die Langfristigkeit der Verträge, das umfassende Leistungsversprechen und die damit verbundenen Garantien sowie durch die zunehmende Volatilität der Kapitalmärkte gestaltet sich die Berechnung eines marktkonformen Preises für einen Versicherungsvertrag in der Praxis äußerst komplex.

### 3. Der Er- und Ablebensvertrag

Wir wollen als ein Beispiel für einen Versicherungsvertrag die sog. Er- und Ablebensversicherung näher betrachten. Dabei handelt es sich um das Leistungsversprechen, dass im Falle des Todes einer versicherten Person ein Kapitalbetrag ausbezahlt wird. Bei Ablauf des Vertrages im Erlebensfall wird eine – in der Regel – gleich hohe Leistung fällig. Wir nehmen eine 10jährige Laufzeit des Vertrages an.

#### 3.1 Traditionelle Bewertung des Versicherungsvertrages

Nach den anerkannten Regeln der Versicherungsmathematik – siehe dazu (Gerber 1997) – werden

- jedem zukünftigen Jahr gemäß dem Versicherungsvertrag Leistungen zugeordnet
- die Leistungen mit den Eintrittswahrscheinlichkeiten des Versicherungsfalls gewichtet und
- mit einem Rechnungszins (z.B. fixer Zinssatz) zum heutigen Zeitpunkt diskontiert.

Durch Summenbildung über die Vertragsdauer erhält man den Barwert der zukünftigen versicherten Leistungen. Analog geht man bei den Prämien vor und erhält den Barwert der zukünftigen Prämien.

Da die Versicherungsleistungen in jedem einzelnen Jahr nicht notwendigerweise durch die Prämien dieses Jahres gedeckt sind, entsteht im Regelfall während der Vertragsdauer ein Guthaben des Versicherten, welches man auch als Prämienreserve oder Deckungsrückstellung bezeichnet. Es gilt:

$$\text{Deckungsrückstellung} = \text{Barwert der zukünftigen Leistungen abzüglich} \quad [3] \\ \text{Barwert der zukünftigen Prämien}$$

Die letzte Gleichung dient auch zur Berechnung der Prämien bei Vertragsbeginn und drückt die Äquivalenz von Beiträgen und Leistungen aus dem Versicherungsvertrag aus.

Somit wird der stochastische Prozess „Wert des Versicherungsvertrages“, den wir im Kapitel 2 allgemein beschrieben haben, durch den jeweiligen Erwartungswert ersetzt. In mathematischen

Formeln ausgedrückt bedeutet das, dass beispielsweise für eine versicherte Person mit Alter  $x$  der Barwert einer Erlebensleistung von 100.000 Geldeinheiten nach 10jähriger Laufzeit

$$BW_x = 100.000v(x,10) \max(0; \text{vorzeichen}(L_x - 10)) \quad [4]$$

als stochastische Größe unter der Annahme der Unabhängigkeit von biometrischen und finanziellen Risiken durch

$$E[BW_x] = 100.000E[v(x,10)]E[\max(0; \text{vorzeichen}(L_x - 10))] \quad [5]$$

als deterministische Größe ersetzt wird. Hier bezeichnet  $E$  jeweils den Erwartungswert. Die Funktion *vorzeichen* nimmt hier die Werte 1 für positive Zahlen und 0 bzw. -1 für negative Zahlen an.

### 3.2 Zahlenbeispiel für den Er- und Ablebenskontrakt

Wir illustrieren den zu Beginn dieses Kapitels beschriebenen Versicherungskontrakt und die traditionellen Bewertungsmethoden anhand eines Zahlenbeispiels.

Zur Vereinfachung des Zahlenmaterials lassen wir die Diskontierungsfunktion außer Ansatz (d.h. wir rechnen mit einem konstanten Zinssatz von 0%). Die Versicherungssumme beträgt 100.000 Geldeinheiten. Die Prämienzahlung erfolgt jährlich. Die Sterbetafel, die wir in Form der Zufallsvariable „Lebensdauer“ in der Abbildung 1 dargestellt haben, hat hier lediglich illustrativen Charakter.

Der Erwartungswert der Versicherungsleistungen in den einzelnen Jahren ermittelt sich dann wie folgt (siehe Tabelle 1):

**Tabelle 1**

Jahr	Wahrscheinlichkeit im Jahr $t$ zu sterben	Wahrscheinlichkeit bis zum Jahr $t$ zu überleben	Leistung im Todesfall	Leistung im Erlebensfall	Prämienzahlung
1	0,00292	0,99708	292		10.166
2	0,00315	0,99393	315		10.137
3	0,00340	0,99053	340		10.105
4	0,00367	0,98686	367		10.070
5	0,00396	0,98290	396		10.033
6	0,00429	0,97861	429		9.992
7	0,00463	0,97398	463		9.949
8	0,00500	0,96898	500		9.902
9	0,00539	0,96359	539		9.851
10	0,00581	0,95778	581	95.778	9.796

Aus diesen Werten kann durch Summenbildung die Deckungsrückstellung leicht ermittelt werden (siehe Tabelle 2):

**Tabelle 2**

Jahr	Summe der zukünftigen Leistungen	Summe der zukünftigen Prämien	Deckungsrückstellung	Veränderung der Deckungsrückstellung
1	99.708	89.834	9.874	9.874
2	99.393	79.697	19.696	9.822
3	99.053	69.593	29.460	9.765
4	98.686	59.523	39.164	9.703
5	98.290	49.490	48.800	9.636
6	97.861	39.498	58.364	9.564
7	97.398	29.549	67.849	9.486
8	96.898	19.647	77.251	9.402
9	96.359	9.796	86.563	9.312
10	95.778		95.778	9.215

Bei allen Eintragungen in diese Tabellen handelt es sich um Erwartungswerte. Insbesondere beträgt die mit Ablauf des Vertrages erwartete Erlebensleistung nur 95.778 Geldeinheiten und nicht 100.000 Geldeinheiten, da gemäß der Sterbetafel nur 95,778% der Versicherten diesen Zeitpunkt erleben.

### 3.3 Eingebettete Derivate in Lebensversicherungskontrakten

Der Übergang von stochastischen zu deterministischen Größen, den wir in den Formeln [3] und [4] exemplarisch dargestellt haben, scheint auf den ersten Blick nicht problematisch zu sein. Im Regelfall wird man davon ausgehen können, dass die finanziellen Risiken durch die Diskontierungsfunktion  $v(x,t)$ , und die biometrischen Risiken durch die Zufallsvariable Lebensdauer  $L_x$ , als unabhängige statistische Größen beschrieben sind.

Allerdings wird bei vielen Kontrakten die Versicherungsleistung, die wir hier vereinfacht als konstante Größe angenommen haben, bereits bei Vertragsbeginn in Abhängigkeit von anderen ökonomischen Faktoren festgelegt. So kann ein Versicherungskontrakt zum Beispiel vorsehen, dass

- sich die Erlebensleistung aufgrund von Wertänderungen eines Fonds erhöhen kann, zu Vertragsende aber eine Mindestleistung (Kapital oder Zinsgarantie) gegeben ist
- die Gewinnbeteiligung die garantierten Leistungen für den Versicherten entsprechend der erfolgten Gewinnzuweisung nach den Berechnungsgrundlagen zu Vertragsabschluss erhöht
- das Rückkaufsrecht eine Auszahlung in Abhängigkeit von der gebildeten Deckungsrückstellung vorsieht
- die Erlebensversicherung eine Option auf Rentenauszahlung mit einem fix vereinbarten Umrechnungsfaktor (Annuität) bietet.

Hierbei handelt es sich um Beispiele von Optionen, die Teil des Versicherungsvertrags sind, jedoch durch den bisher behandelten Bewertungsansatz nicht berücksichtigt wurden. Innerhalb dieser sog. „eingebetteten“ Derivate unterscheidet man zwischen impliziten Optionen, die

automatisch ausgeübt werden – wie die beiden erstgenannten Beispiele – und jenen, die einer subjektiven Ausübungsstrategie unterliegen – wie die beiden letztgenannten Beispiele.

In jedem dieser Fälle ist es nicht mehr zulässig, die Versicherungsleistung unabhängig von der Diskontierung und bzw. oder von den biometrischen Risikofaktoren anzusetzen. Vielmehr müssen Interdependenzen berücksichtigt werden, um eine marktwertkonsistente Bewertung zu ermöglichen.

Wir werden diese Fragestellung konkret für den Fall der Kapital- bzw. Zinsgarantie und für das Rückkaufsrecht durch den Versicherungsnehmer behandeln und den Fairen Wert ermitteln, der diesen Optionen zugrundeliegt. Dazu benötigen wir jedoch grundlegende Kenntnisse der Finanzökonomie, die wir im nächsten Kapitel kurz darstellen werden.

#### 4. Marktkonsistente Bewertung

Wir haben in den vorangegangenen Kapiteln festgehalten, dass der Ansatz der traditionellen Methoden der Versicherungsmathematik nicht ausreicht, um eine Bewertung der Versicherungsverträge in einem realen Markt zu erzielen.

Eine marktkonsistente Bewertung erfordert daher Kenntnisse aus der zugrundeliegenden Finanzökonomie, und wir werden die entsprechenden Begriffe soweit behandeln, wie dies für die Anwendung auf Versicherungsverträge in Kapitel 5 erforderlich sein wird.

##### 4.1 Arbitragefreiheit und Martingalmaß

Ohne näher darauf einzugehen, haben wir bei der Ermittlung der Prämie unterstellt, dass der Zahlungsstrom aus dem Versicherungsvertrag durch ein passendes Portfolio aus Finanzinstrumenten repliziert werden kann. Finanzmärkte, bei denen jeder beliebige Zahlungsstrom repliziert werden kann, nennt man *vollständig*.

Eine zentrale Anforderung an ein konsistentes Preissystem einer Finanzökonomie ist ihre Arbitragefreiheit. In einem Markt besteht dann eine Arbitrage, wenn eine sich selbst finanzierende Strategie aus Finanzinstrumenten mit Preis Null existiert, die in einer zukünftigen Marktsituation mindestens einen positiven Wert annimmt und sonst nur nicht-negative Werte liefert.

Der fundamentale Satz der **Finanzökonomie** besagt, dass – grob vereinfacht – ein (vollständiger) Markt genau dann **arbitragefrei** ist, wenn ein (eindeutiges) Wahrscheinlichkeitsmaß – das sog. **Martingalmaß** – existiert, sodass der abgezinste Erwartungswert zukünftiger Zahlungen aus einem Finanzvertrag mit dem aktuellen Preis des Finanzvertrags übereinstimmt; siehe dazu (Duffie 1996).

Wir haben bisher ignoriert, dass Versicherungsmärkte unvollständig sind. Bezüglich der biometrischen Risiken haben wir – ohne methodisch darauf einzugehen – unterstellt, dass durch den Übergang zu risikoadjustierten Sterbetafeln ein „arbitragefreies“ Preissystem zustande kommt.

Ebenso werden wir auf die tatsächliche Unvollständigkeit der Finanzmärkte nicht weiter eingehen. Im Gegensatz zu den biometrischen Risiken werden wir jedoch die Modifikation des Wahrscheinlichkeitsmaßes für ein – wenn auch sehr einfaches – Kapitalmarktmodell explizit angeben.

#### 4.2 Bestimmung der marktkonformen Diskontierung (Deflatoren)

Im Folgenden unterstellen wir, dass der risikolose Zinssatz  $r$  eine gegebene und hier als konstant vorausgesetzte Größe ist und bezeichnen das entsprechende risikolose Finanzinstrument mit  $B$ . Der Preis  $B_t$  zu einem Zeitpunkt  $t$  ergibt sich aus dem Preis  $B_T$  zum Zeitpunkt  $T > t$  gemäß folgender Gleichung:

$$B_t = B_T e^{r(t-T)} \quad [6]$$

Wir betrachten gleichzeitig riskante Instrumente  $S$  mit stochastischer Entwicklung, deren Preis  $S_t$  durch folgende Gleichung beschrieben ist:

$$S_t = S_T e^{(Z_t - Z_T)} \quad Z_T - Z_t \sim N(\mu(T-t), \sigma^2(T-t)) \quad \text{normalverteilt mit} \quad [7]$$

$\mu(t-T)$  als Drift und  
 $\sigma\sqrt{t-T}$  als Standardabweichung

Hier ist  $Z$  eine Brownsche Bewegung mit gegebenem Drift und Standardabweichung. Dieses Modell für die Preisentwicklung wird in der Literatur auch als Black-Scholes-Modell bezeichnet; siehe dazu (Shiryayev 1999).

Unser Ziel ist die Ableitung des Deflators  $D$ , mit  $T > t$  und folgender Eigenschaft

$$B_t = E[D_T B_T]$$

$$S_t = E[D_T S_T]$$

[8]

wobei  $E$  den Erwartungswert bezeichnet.

In einer Finanzökonomie, die nur aus den Instrumenten B und S besteht, erhält man dann mittels „Diskontierung“ mit dem Deflator im Erwartungswert den aktuellen Preis des Titels. Das so definierte neue Wahrscheinlichkeitsmaß ist genau das äquivalente Martingalmaß des fundamentalen Satzes.

Man kann zeigen (siehe z.B. [Jarvis et al. 2001]), dass der Deflator durch folgende Gleichung gegeben ist:

$$D_t = D_0 \exp \left\{ \frac{1}{2\sigma^2} \left( \mu^2 - \left( r + \frac{\sigma^2}{2} \right)^2 \right) t + \frac{1}{\sigma^2} \left( r - \mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) Z_t \right\} \quad [9]$$

Wir sehen, dass der Wert des Deflators zum Zeitpunkt t von der Verteilung gemäß der Brownschen Bewegung  $Z_t$ , welche dem Black-Scholes-Modell zugrunde liegt, abhängt.

### 4.3 Anwendung für Versicherungsverträge

Mit Hilfe von Deflatoren können wir allgemeine Finanztitel, die sich aus dem zugrundeliegenden (B,S) Markt ergeben, marktgerecht bewerten. Das ersetzt die Methode des replizierenden Portfolios zur Preisbestimmung und ermöglicht eine direkte Berechnung.

Für einen Finanzkontrakt A, dessen Verteilung wir zum Zeitpunkt T kennen, können wir den Erwartungswert zum Zeitpunkt t mit Hilfe des Deflators berechnen:

$$A_t = E [D_T A_T] \quad [10]$$

Diese Gleichung erinnert an eine „klassische Regel“. Ersetzt man in Gleichung [10] den Deflator  $D_T$  durch die deterministische Diskontierungsfunktion  $v(T-t)$  aus Gleichung [2], dann kann man diesen Ausdruck vor den Erwartungswert setzen, und Gleichung [10] liest sich dann wie folgt:

*Den Wert eines Finanzkontrakts (Versicherungsvertrages) zum Zeitpunkt t erhält man, indem man den Erwartungswert des Finanzkontrakts (Versicherungsvertrags) zum Zeitpunkt T ermittelt und dann mit dem geeigneten Zinssatz r für (T-t) Jahre diskontiert.*

Es ist allgemein bekannt, dass für riskante Finanzkontrakte (Versicherungsverträge) die Zinssätze zu adjustieren sind (sog. risk adjusted discount rates). Allerdings bedarf dieser Ansatz einer guten Einschätzung, da bei Anwendung einer „falschen“ Diskontierung die so ermittelten Preise von den Marktwerten abweichen können. In dem hier vorgestellten Ansatz werden nicht die Zinssätze, sondern das Wahrscheinlichkeitsmaß adjustiert bzw. äquivalent dazu das Wahrscheinlichkeitsmaß beibehalten und die zukünftigen Zahlungen mit dem Deflator multipliziert.

Wir werden diese Technik im letzten Kapitel anwenden, um typische Optionskontrakte, die als eingebettete Derivate in Versicherungsverträgen auftreten, marktkonsistent und somit fair bewerten zu können.

## 5. Beispiele für eingebettete Derivate und deren Bewertung

In diesem Abschnitt wollen wir zeigen, wie man mit Hilfe der vorgestellten Methoden den monetären Wert der Kapitalgarantie für einen fondsgebundenen Lebensversicherungsvertrag ermitteln kann und das Risiko des vorzeitigen Rückkaufs durch den Versicherungsnehmer auf der Grundlage von Marktinformationen in konsistenter Weise bewerten kann.

Wir beziehen uns hier auf die Zahlenbeispiele des Er- und Ablebenskontrakts aus Kapitel 3. Der Versicherungsvertrag hat eine Laufzeit von 10 Jahren und garantiert im Ablebensfall eine Versicherungssumme von 100.000 Geldeinheiten (GE). Wenn der Versicherte das Ende des Vertrages erlebt, wird ebenfalls eine Versicherungssumme von 100.000 GE ausgezahlt.

### 5.1 Kapital- bzw. Zinsgarantie

Angenommen, das Versicherungsunternehmen gibt eine Garantie auf die einbezahlten Prämien im Fall des Erlebens, investiert die Prämien aber während der gesamten Laufzeit in einen riskanten Fonds. Die Kalkulation der Prämien erfolgt gemäß den vorgegebenen Sterbetafeln und mit einem garantierten Ertragszinssatz von 0%. Wir unterstellen zuerst eine laufende Prämienzahlung.

Die Berechnung des Aktuars ergibt folgende Erwartungswerte für die Prämieinnahmen, die ausbezahlten Leistungen und die Prämienreserve für die einzelnen Jahre (siehe Tabelle 3, als Zusammenfassung der Tabellen 1 und 2):

**Tabelle 3**

Jahr	Prämien	Ablebensleistung	Erlebensleistung	Reserve
1	10.166	292		9.874
2	10.137	315		19.696
3	10.105	340		29.460
4	10.070	367		39.164
5	10.033	396		48.800
6	9.992	429		58.364
7	9.949	463		67.849
8	9.902	500		77.251
9	9.851	539		86.563
10	9.796	581	95.778	95.778

Wir nehmen nun an, dass das Versicherungsunternehmen die Prämien in einen riskanten Fonds investiert und die Versicherungsleistungen aus diesem Fondsvermögen finanziert. Die Wertentwicklung einer Einheit  $S_t$  des Fonds ohne Berücksichtigung von Ein- und Auszahlungen wird in diesem Beispiel durch ein Black-Scholes-Modell (siehe Kapitel 4, Formel [7]) beschrieben:

$$S_t = S_T e^{(Z_t - Z_T)} \quad Z_T - Z_t \sim N(\mu(T-t), \sigma^2(T-t))$$

Im Erlebensfall zahlt das Versicherungsunternehmen den Fondswert aus, mindestens jedoch die Versicherungssumme, die im vorliegenden Beispiel durch die einbezahlten Prämien von 100.000 GE multipliziert mit der Erlebenswahrscheinlichkeit gegeben ist (Kapitalgarantie).

Zu Vertragsabschluss ( $t=0$ ) berechnet sich die faire Prämie für die Kapitalgarantie am Ende der Laufzeit ( $T=10$ ) nun wie folgt:

$$\text{Garantie}P = E[D_{10} \max(0; 95.778 - A_{10})], \text{ wobei} \quad [11]$$

$A_{10}$  Fondswert unter Berücksichtigung der Ein- und Auszahlung gem. Tabelle 3

$D_{10}$  Deflator für das Black-Scholes Modell gemäß Formel [9]

$E$  Erwartungswert

Der Übergang zum risikoneutralen Maß durch Berücksichtigung des Deflators stellt sicher, dass die Formel [11] den arbitragefreien Preis der Prämie für die Kapitalgarantie darstellt. Es handelt sich hierbei um ein Beispiel einer **impliziten Option**, die automatisch – d.h. ohne Bezugnahme auf eine Präferenz der Vertragspartner – ausgeübt wird.

Die numerische Berechnung dieses Wertes kann beispielsweise durch Monte-Carlo-Simulation erfolgen: Für jede Realisierung des Fondswerts  $A$  mit den Parametern

$r = 3,5\%$  risikoloser Zins

$\mu = 7,5\%$  Drift für das Black-Scholes-Modell

$\sigma = 10\%$  Standardabweichung für das Black-Scholes-Modell

erhalten wir nach Multiplikation mit dem Deflator und Übergang zum Mittelwert gemäß Formel [11] den **fairen Preis** für die **Kapitalgarantie**

$$\text{Garantie}P = 1.544 \text{ GE}$$

Man beachte, dass trotz des vergleichsweise hohen risikolosen Zinssatzes von 3,5% aufgrund der Parameter des Black-Scholes-Modells der Wert für die Kapitalgarantie nicht zu vernachlässigen ist.

Eine analoge Berechnung lässt sich für den Fall der Er- und Ablebensversicherung gegen Einmalprämie erstellen. Bei ansonsten gleichen Annahmen wie im vorangegangenen Beispiel erhält man den fairen Preis für die Kapitalgarantie von 2.219 GE.

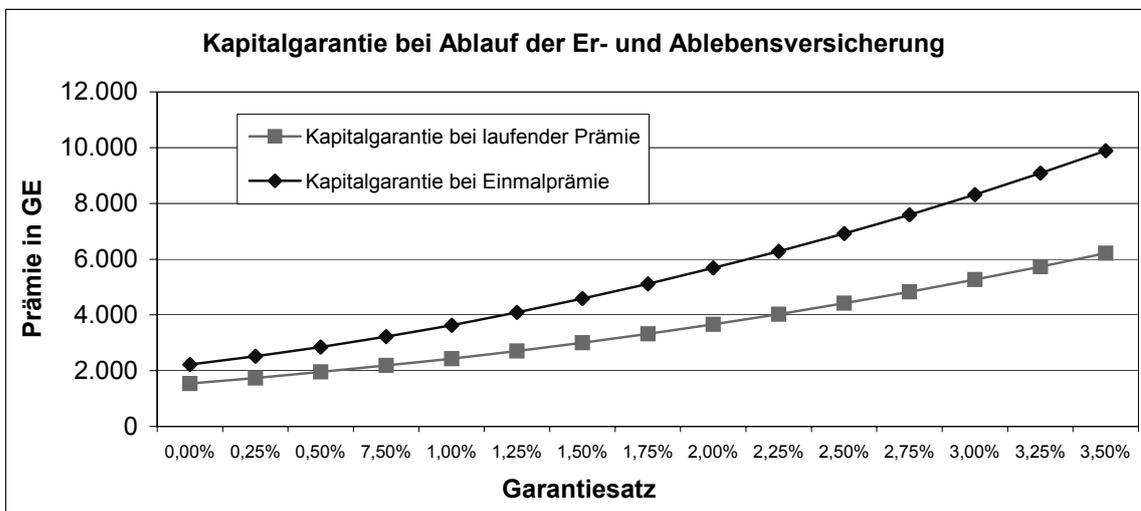
Wenn das Versicherungsunternehmen zusätzlich zu den einbezahlten Prämien einen Mindest-ertrag in Höhe eines vereinbarten Zinssatzes garantiert, ist die obige Berechnung in nahe-liegender Weise zu modifizieren. Die folgende Tabelle 4 und Abbildung 2 fassen die Ergebnisse für die Berechnung der jeweiligen fairen Prämie für die Zinsgarantie in GE zusammen:

**Tabelle 4**

Zinsgarantie	laufende Prämie	Einmalprämie
0,00%	1.544	2.219
0,25%	1.740	2.517
0,50%	1.955	2.847
7,50%	2.185	3.220
1,00%	2.434	3.632
1,25%	2.708	4.090
1,50%	3.006	4.586
1,75%	3.326	5.117

Zinsgarantie	laufende Prämie	Einmalprämie
2,00%	3.667	5.684
2,25%	4.030	6.284
2,50%	4.417	6.916
2,75%	4.828	7.591
3,00%	5.263	8.314
3,25%	5.727	9.082
3,50%	6.216	9.883

**Abbildung 2**



Demnach beträgt die faire Prämie, die das Versicherungsunternehmen bei Garantie des risikolosen Zinses von 3,5% bei Einmalprämie verlangen muss, nahezu 10% der Versicherungssumme!

**5.2 Bewertung des Risikos aus dem vorzeitigen Rückkauf**

Abschließend wollen wir auch ein Beispiel für eine **explizite Option** anführen, die nicht automatisch ausgeübt wird. In diesem Fall wird ein Vertragspartner (Versicherungsunternehmen) keine genaue Kenntnis darüber haben, ob und nach welchen Kriterien der andere Vertragspartner (Versicherungsnehmer) seine Optionsrechte wahrnimmt.

Als „klassisches“ Beispiel im Bereich der Lebensversicherung wäre hier der vorzeitige Rückkauf des Kontraktes durch den Versicherungsnehmer zu nennen. Das bedeutet, dass der Versicherungsnehmer grundsätzlich zu jedem Zeitpunkt den Vertrag kündigen kann und ein im Voraus definierter Betrag (*Rückkaufswert*) refundiert wird.

Wir betrachten wieder den Er- und Ablebenskontrakt aus Kapitel 3 und unterstellen, dass für die Berechnung der Prämien und Reserven ein Rechnungszinssatz von 2,75% zur Anwendung gelangt. Aus der Sicht der Beitrags- und Leistungsäquivalenz wird durch die Höhe der Reserve aus dem Kontrakt zum jeweiligen Zeitpunkt ein ökonomisch begründeter Rückkaufswert dargestellt.

Das Versicherungsunternehmen könnte nun im Vertrag aber vorsehen, dass wohl die kumulierten Zuführungen zu dieser Reserve, nicht jedoch die kalkulatorischen Zinsen darauf (hier in Höhe von 2,75%) refundiert werden. Es könnte – etwa im Sinne einer vorgesehenen Gewinnbeteiligung – aber auch ein höherer Zins vereinbart werden.

Der Versicherungsnehmer wird den Vertrag nur dann rückerkaufen, wenn dies für ihn von Vorteil ist. Er muss also einerseits über den aktuellen Marktwert des Vertrages Bescheid wissen, andererseits wird er bei geringem Vorteil aus dem Rückkauf – etwa aufgrund von Abschlägen, die im Vertrag vorgesehen sein könnten – die Option nicht ausüben. Anders gesagt, die Option wird nur dann ausgeübt, wenn die positive Differenz zwischen Rückkaufswert und Marktwert des Kontrakts eine Schwelle (ausgedrückt in % des Marktwerts) überschreitet.

Wir unterstellen, dass das Versicherungsunternehmen wie im vorangegangenen Beispiel in einen riskanten Markt investiert, der durch ein Black-Scholes-Modell mit den angegebenen Parametern beschrieben wird. Wir berechnen den Preis der Option auf Rückkauf unter folgenden Annahmen:

- Das Versicherungsunternehmen garantiert keine Zinsen für die Zuführung zur Reserve.
- Die Schwelle des Versicherungsnehmers für die Ausübung der Option beträgt 5%.

Zu Vertragsabschluss berechnet sich die faire Prämie für die Rückkaufsoption wie folgt:

$$\text{Rückkaufs}P = E \left[ D_\tau \max(0; R_\tau - A_\tau) \right] \text{ wobei} \quad [12]$$

$A_\tau$  Fondswert unter Berücksichtigung der Ein- und Auszahlung analog Tabelle 3

$R_\tau$  Rückkaufswert in Höhe der kumulierten Zuführungen zur Reserve

$D_\tau$  Deflator für das Black-Scholes-Modell gemäß Formel [9]

$\tau$  erster Zeitpunkt, zu dem der Schwellenwert von 5% überschritten wird

$E$  Erwartungswert

Die in den Versicherungsvertrag eingebettete Option hat den Typ einer sog. „amerikanischen“ Option, da der Ausübungszeitpunkt beliebig ist;  $\tau$  wird manchmal auch als Stoppzeit bezeichnet.

Die numerische Berechnung dieses Wertes kann wieder mittels Monte-Carlo-Simulation erfolgen. Mit den Annahmen des Black-Scholes-Modells und den Parametern des Er- und Ablebenskontrakts erhält man in diesem Fall den **fairen Preis** für die **Rückkaufsprämie** gemäß Formel [12]

$$\text{Rückkaufs}P = 1.401 \text{ GE}$$

Die Berechnungen können in analoger Weise für den Fall von garantierten Rückkaufszinsen (rz) auf die Reservenzuführung (und somit auf höhere Rückkaufswerte) und für andere Schwellenwerte bezüglich des Ausübungsverhaltens des Versicherungsnehmers durchgeführt werden. Die folgenden Abbildungen 3 und 4 zeigen die Ergebnisse der fairen Prämien des Rückkaufs bei laufender Prämienzahlung und bei Einmalprämie:

Abbildung 3

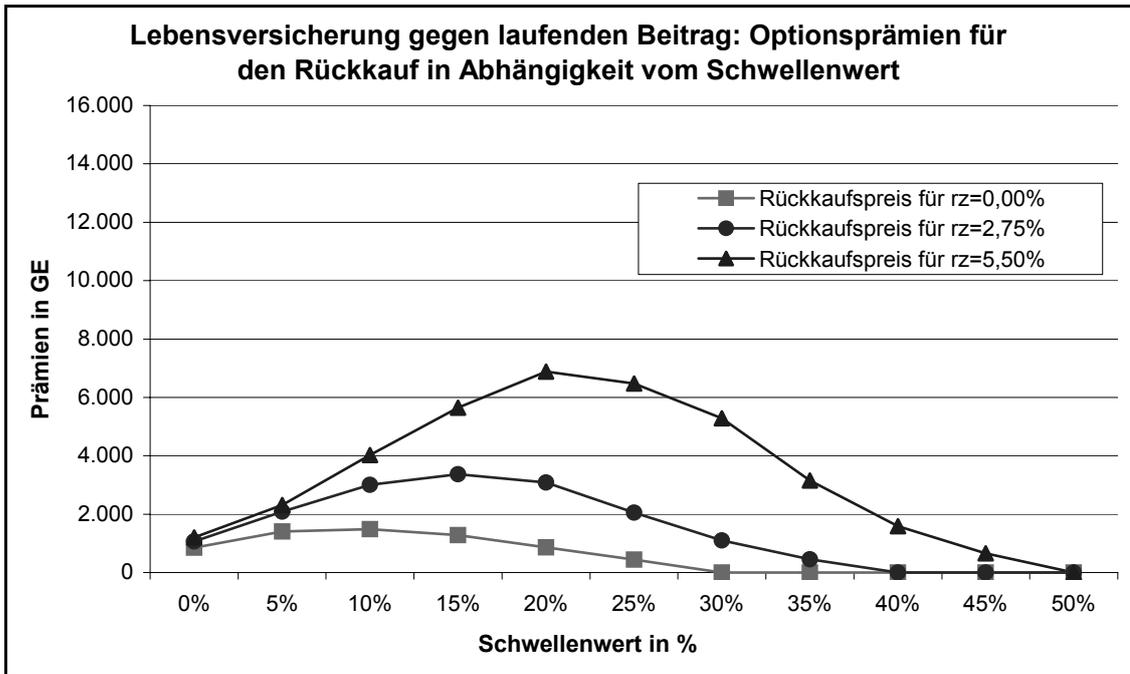
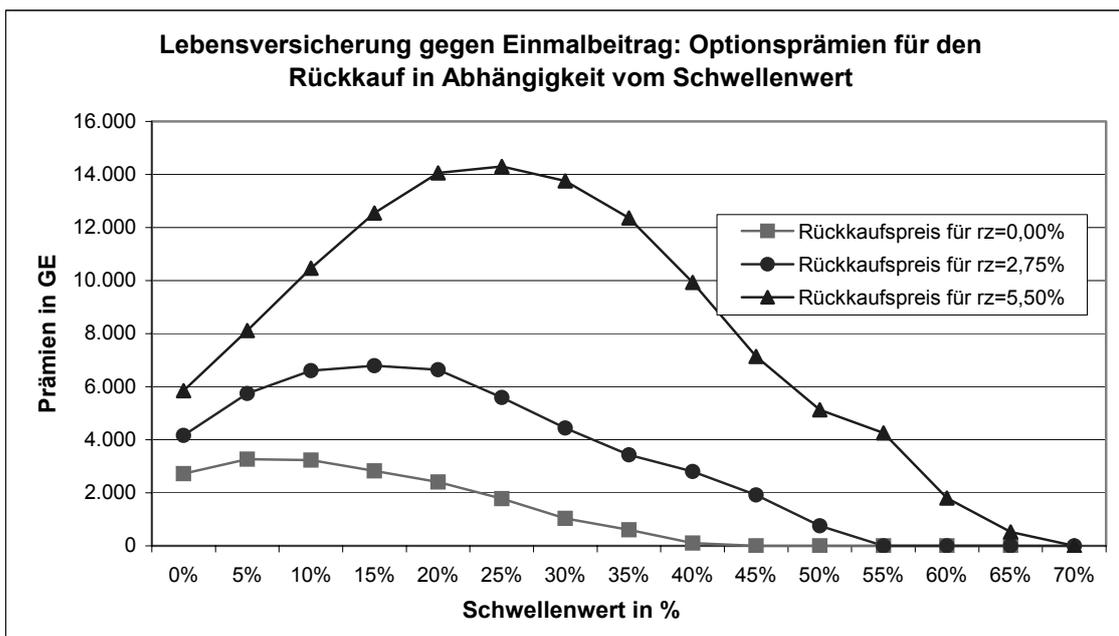


Abbildung 4



Diese Ergebnisse verdeutlichen das Risiko für das Versicherungsunternehmen bei vorzeitigem Rückkauf des Kontrakts bedingt durch

- riskante Veranlagung, siehe Parameter des Black-Scholes-Modells
- hohen Rückkaufswert, eventuell auch in Folge der Gewinnbeteiligung
- mangelnde Kenntnis der Ausübungsstrategie des Versicherungsnehmers

## **6. Zusammenfassung und Ausblick**

Die Notwendigkeit einer marktwertkonsistenten Bewertung von Versicherungsverträgen, welche durch die Methoden des quantitativen Risikomanagements sowie die zukünftigen Anforderungen der Internationalen Rechnungslegung und der Aufsichtsbehörden gegeben ist, stellt neue konzeptuelle Anforderungen. Traditionelle Bewertungsmethoden sind hierbei nur bedingt einsetzbar.

Im Bereich der Lebensversicherung kann man einerseits auf die Methoden der modernen Finanzökonomie, die im Bankensektor bereits weitgehend eingesetzt werden (Bewertung von Finanzinstrumenten, Basel II), zurückgreifen. Andererseits ist im Bereich der biometrischen Risiken – nicht zuletzt wegen der Absenz eines entsprechenden Sekundärmarktes – für die Berechnung des fairen Preises noch kein einheitlicher methodischer Ansatz vorhanden.

In diesem Beitrag haben wir auch exemplarisch aufgezeigt, dass bei der Bewertung von Versicherungsverträgen eingebettete Derivate zu berücksichtigen sind. Für den Fall einer Er- und Ablebensversicherung haben wir die Berechnung der Optionspreise für die Zinsgarantie und den vorzeitigen Rückkauf anhand von Simulationsrechnungen für ein standardisiertes Modell durchgeführt.

Diese Methoden können auch auf andere Bewertungsfragen im Zusammenhang mit dem fairen Preis von Versicherungsverträgen übertragen werden. Durch eine entsprechende Verfeinerung der Modellannahmen kann auch dem Ziele einer möglichst realitätsnahen Abbildung der Märkte entsprochen werden. Bei der Umsetzung dieser Modelle ist der erforderliche Aufwand jedoch nicht zu unterschätzen. Zudem müssen die Ergebnisse nachvollziehbar und von Nutzen für die Versicherungsindustrie und die Konsumenten sein. Daher ist der normative Charakter im Bewertungsansatz von zentraler Bedeutung.

Die vollständige Implementierung des Konzepts „Fairer Wert eines Versicherungsvertrages“ im Rahmen der IFRS und von Solvency II ist daher erst mit Ende dieser Dekade zu erwarten.

## Literaturverzeichnis

Abbink, M./ Saker, M. (2002): Getting to grips with fair value; Presented to the Staple Inn Actuarial Society

Cairns, A.J.B./ Blake, D./ Dowd, K. (2004): Pricing Death: Framework for the Valuation and Securitization of Mortality Risk, Proceedings of the International AFIR Colloquium, Boston, November 2004, pages 509-540

Duffie, D. (1996): Dynamic Asset Pricing Theory, Princeton University Press

Gerber, H. U. (1997): Life Insurance Mathematics; Springer Verlag

Hairs, C.J./Belsham, D.J./Byson, N.M./George C.M./Hae, D.J.P./Smith, D.A./Thompson, S. (2001): Fair Valuation of Liabilities, Presented to the Faculty of Actuaries and to the Institute of Actuaries

IFRS (2005): International Accounting Standards Board (IASB): International Financial Reporting Standards 2005, insbesondere IFRS 4 Insurance Contracts

Jarvis, S./Southall, S./Varnell, E. (2001): Modern Valuation Techniques; Presented to the Staple Inn Actuarial Society, 6 February 2001

Koller, M. (2000): Stochastische Modelle in der Lebensversicherung, Springer Verlag

Shiryayev, A.N. (1999): Essentials of Stochastic Finance, Worlds Scientific

Schicketanz, H./Slavova, T. (2004): Modelling of the liabilities in life insurance. In: Ukrainian Conference on Modern Problems in Mathematical Modelling, Forecasting and Optimization, Kiev-Kamjanecj-Podiljsjk, 2004, pages 170-181

Johannes Jäger

## Basel II: Ein Schritt in Richtung neuer globaler Finanzarchitektur?

A global financial system, of course, is not an end in itself. It is the institutional structure that has developed over the centuries to facilitate the production of goods and services.

Alan Greenspan<sup>1</sup>

### Abstract

Die globale Finanzarchitektur wird heftig diskutiert. Der Artikel geht der Frage nach, ob Basel II als Schritt in Richtung einer neuen Form der Regulation des globalen Finanzsystems betrachtet werden kann. Basierend auf einem institutionentheoretischen Rahmen werden Prozesse der *Governance* und Regulation der globalen Finanzarchitektur analysiert. Das Paper zeigt, dass globale Veränderungen der Finanzarchitektur eng mit Veränderungen der globalen ökonomischen Strukturen einhergehen. In diesem Zusammenhang wird auch die Artikulation von globalem, regionalem und nationalem Finanzsystem im Rahmen einer multi-skalaren Analyse von *Governance* und Regulation untersucht. Vor diesem Hintergrund erfolgt eine Untersuchung der Entstehung und Form von Basel II sowie der mit diesen neuen Regulierungen verbundenen möglichen Konsequenzen. Dabei zeigt sich, dass Basel II die vorherrschenden Muster von *Governance* und Regulation der globalen Finanzarchitektur nicht transformiert, sondern diese vertieft. Dennoch sind die Auswirkungen von Basel II auf die Regulation von regionalen und nationalen Finanzsystemen erheblich.

*Global Financial Architecture is heavily discussed. This article questions whether Basel II is to be seen as a step towards a new way of regulating global finance. Building on a theoretical framework based on institutional economics, processes of governance and regulation in global financial architecture are analysed. The paper shows that changes in global financial governance are closely related to shifts in the global economy. Furthermore, the articulation between global, regional and national financial systems is discussed within a multi-scalar analysis of governance and regulation. This is followed by an analysis of the emergence of Basel II, its form and possible implications. The paper concludes that Basel II does not transform but rather deepens prevailing patterns of governance and regulation. Nevertheless, the implications for the regulation of regional and national financial systems are considerable.*

### 1. Einleitung

Die Diskussion um das globale Finanzsystem und dessen Ausgestaltung bzw. Architektur hat sich spätestens seit Beginn der Asienkrise 1997 als sehr dynamisch erwiesen. Im Moment prägt Basel II die Debatten rund um die Neugestaltung des globalen Finanzsystems. Das Thema Basel II bewegt überdies nicht nur die Akteure im Finanzsektor, sondern wird relativ breit in Massen-



Johannes Jäger  
Fachhochschule des bfi Wien

---

<sup>1</sup> Zitiert in Malhotra (2000): 44

medien diskutiert. Der Thematik kommt damit deutlich mehr Aufmerksamkeit zu, als dies sonst bei ähnlich sperrigen Themen üblich ist. Die größere Aufregung hat sich seit dem ersten Entwurf der Richtlinien zu Basel II bereits gelegt, dennoch ist das Thema weiterhin Gegenstand von Debatten. Die neuen Baseler Regelungen sind je nach Sichtweise Hoffnungsträger oder Trojanisches Pferd. Im vorliegenden Text geht es jedoch weniger darum, das Für und Wider abzuwiegen, da dies schon vielfach<sup>2</sup> erfolgt ist. Im Zentrum steht vielmehr die Frage, wie das Regelwerk, seine Entstehung und seine Umsetzung erklärt und verortet werden können. Damit drängt sich die Frage auf, inwieweit Basel II einen Schritt in Richtung neuer globaler Finanzarchitektur darstellt. D.h. auch, inwieweit damit neue Regulationen und eine Transformation der *Governance*-Formen verbunden sind. In der Literatur sind diese Fragen bislang nur peripher angesprochen, nicht aber systematisch behandelt worden. Ziel des vorliegenden Papers ist es daher, die Diskussion um Basel II zu erweitern, um sowohl die praktische als auch die theoretisch motivierte Auseinandersetzung mit der Thematik in einen breiteren Kontext zu stellen. Im ersten Teil der Arbeit wird zunächst ein theoretischer Rahmen zur Diskussion dieser Fragen aufgemacht. Dabei wird der Versuch unternommen, den regulationstheoretischen Korpus für die Analyse globaler *Governance*-Formen im Finanzbereich zu spezifizieren. Im folgenden Teil wird ein Überblick über die aktuellen Veränderungen des globalen Finanzsystems und die begleitenden ökonomischen Debatten gegeben. Im Anschluss an die Diskussion der Artikulation von nationalem, regionalem und globalem Finanzsystem erfolgt eine Verortung der mit Basel II verbundenen Veränderungen sowie der Versuch einer Rekonstruktion der Genese der selben. Dabei wird die Frage behandelt, inwieweit Basel II zu geänderter finanzieller Governance auf globaler, regionaler und nationaler Ebene führen kann und welche Konsequenzen damit verbunden sind.

## 2. Institutionen, *Governance* und Regulation

Der institutionentheoretische Zugang gewinnt heute in der ökonomischen Theorie rasant an Bedeutung. So wird dieser Zugang von internationalen Organisationen, wie etwa dem Internationalen Währungsfonds oder der Weltbank, verstärkt zur Erklärung von Entwicklungs- bzw. Wachstumsprozessen verwendet (vgl. z.B. World Bank 2002). Bezogen auf empirische Entwicklungen werden räumlich-zeitlich unterschiedliche Formen der Organisierung kapitalistischer Wirtschaft ausgemacht (vgl. Hall/Soskice 2001). Sowohl die *Governance*-Debatte als auch die Regulationstheorie können als konkretere Ausprägungen institutioneller Theorie betrachtet werden und scheinen für die Klärung von Fragen zur globalen Finanzarchitektur besonders geeignet.

Governance und Regulation stellen im institutionentheoretischen Zugang zentrale Begrifflichkeiten dar. *Governance* kann am besten mit Staatlichkeit umschrieben werden und ist ursprünglich vor allem in der Politikwissenschaft und der Soziologie verwendet worden (vgl.

---

<sup>2</sup> Für einen Überblick: siehe z.B. Bruckner, Schmall, Stickler (2003), Jäger (2004a, 2004b), PWC (2004), Schwaiger (2004).

Jessop 1997). Zunehmend wird dieser Begriff aber auch in der Ökonomie verwendet. Dies gilt insbesondere für Arbeiten, die ideengeschichtlich auf der Verbindung von *New Institutionalism* und *Old Institutionalism* (vgl. Hodgson 2001) aufbauen. Der *Governance*-Begriff erlaubt es, das Zusammenspiel von Markt und Staat zu thematisieren. Dabei wird festgestellt, dass in vielen Politikfeldern ein Wandel beobachtbar ist, der treffend mit dem Schlagwort „von *Government* zu *Governance*“ umschrieben werden kann (vgl. Jessop 1997). Diese Charakterisierung stellt darauf ab, dass Formen staatlicher Entscheidungsfindung und staatlichen Eingreifens Veränderungen erfahren. Insbesondere geht es darum, wie sich die Rolle unterschiedlicher öffentlicher und privater Akteure verändert. Konkret bedeutet dies heute vielfach eine Privatisierung der Entscheidungen und eine zunehmende marktförmige Organisation. Die Veränderungen können auch mit einer Verschiebung von staats- zu warenförmiger Regulation (vgl. Becker 2002) umschrieben werden.

Die Stärke des *Governance*-Begriffes liegt vor allem darin, dass damit an den Leviathan angelehnte Vorstellungen von Staatlichkeit substantiell relativiert werden. Politik, Institutionen und Regulierungen können als Ergebnis konkreter Verhandlungsprozesse zwischen Akteuren in spezifischen Räumen begriffen werden. Dabei werden Staaten bzw. ihre konkreten Organe als nur ein Akteur unter vielen gesehen. Mit diesem Konzept kann der Ausbau der heute herrschenden Regeln im Finanzbereich sehr treffend gefasst werden (vgl. z.B. Tsingou 2003). Dennoch ist diese Zugangsweise unzureichend, da sie die den Verhandlungsräumen und Akteuren zugrundeliegenden ökonomischen Strukturen bzw. Dynamiken m.E. nach nicht ausreichend systematisch erfasst. Es bedarf daher einer theoretischen Erweiterung, die es erlaubt, auch diese zu berücksichtigen. Hier bietet sich der regulationstheoretische Zugang an, der konzeptionell das Feld für die Analyse des Zusammenhangs von ökonomischen Strukturen und Strategien aufmacht, wobei Regulation als Schlüsselbegriff zur Verschränkung von Strukturen und Strategien begriffen werden kann. In einer Verbindung beider Herangehensweisen kann *Governance* in Relation zur Regulation als konkreter begriffen werden. D.h. der Begriff eignet sich vor allem dafür, Aushandlungsprozesse über Regulierungen – und damit in der Folge das Entstehen von Regulationsmustern – zu analysieren.

Der Begriff der Regulation hat in die ökonomische Diskussion vor allem mit der Entwicklung der Regulationstheorie (Aglietta 1987) Einzug gefunden. Regulation ist dabei von Regulierung zu unterscheiden. Während letztere als intentional und damit direkt von gesellschaftlichen Akteuren induziert begriffen wird, entwickelt sich Regulation quasi „hinter dem Rücken“ der Akteure und entsteht aus dem Zusammenwirken unterschiedlicher Strategien, der Wirkung historisch gewachsener Institutionen bzw. Strukturen und nicht intendierter Konsequenzen (Becker 1989). Der Begriff Regulationsweise bezeichnet das (kohärente) Ensemble der einzelnen institutionellen bzw. strukturellen Formen. Mithin könnte man dies auch als die Summe von Regulationen begreifen. Regulation bezieht sich auf ökonomische Prozesse, umfasst aber nicht nur Politik im engeren Sinn, sondern auch Normen, Konventionen und Kultur. Regulation wird dabei jedoch nie unabhängig, und damit als beliebig in Bezug auf ökonomische Strukturen (Akkumulationsstrategien, Akkumulationsregime), sondern als in diese „eingebettet“ bzw. mit diesen in einem Wechselverhältnis stehend, betrachtet (vgl. Görg 1994). Überdies ist in der neueren regulationstheoretischen Debatte gezeigt worden, wie der Begriff des Dispositivs zur Analyse der Emergenz

von Regulation verwendet werden kann. Darunter ist so etwas wie ein „Baustein“ zu verstehen. Diese Bausteine können zusammengesetzt werden, woraus Regulationen entstehen (vgl. Becker 2002). Der Begriff des Dispositivs erlaubt damit auch, *Governance*-Prozesse in einer weiteren Dimension zu fassen.

Sowohl bezogen auf *Governance* als auch auf Regulation ist zu klären, auf welcher räumlichen Ebene diese Begriffe zu verorten sind. Der Begriff der Regulation wird mittlerweile multi-skalar gedacht (vgl. Jessop 1997, Brenner 1999, Becker 2002). D.h. Regulation ist auf unterschiedlichen räumlichen bzw. territorialen Ebenen (lokal, national, regional, global) angesiedelt. Historisch kommt es zu Verschiebungen der Territorialität von Regulierung. Aber auch *Governance*-Prozesse finden auf unterschiedlichen räumlichen Ebenen statt. Um diese Veränderungen der räumlichen Dimension auch akteursbezogen zu analysieren, kann auf das Konzept der *Politics of Scale* (vgl. MacLeod 2001) zurückgegriffen werden. Für die Untersuchung von Basel II im Kontext der neuen globalen Finanzarchitektur wird primär auf die Analyse der internationalen Ebene abgestellt, wobei besonders interessant ist, inwieweit damit auch Verschiebungen in der Territorialität von Regulation und *Governance* einhergehen. Neben einer Betrachtung dieser Phänomene als Prozesse wird auf niedrigerem Abstraktionsniveau die Frage nach den Akteuren – und damit nach den Handlungsperspektiven – gestellt.

### **3. Globale Finanzarchitektur im Wandel**

Vor dem Hintergrund obiger Einführung der Begrifflichkeit kann ein Finanzsystem als Gesamtheit der Akkumulationsstrategien und der Regulationen den Geld- und Finanzsektor betreffend gefasst werden. D.h. der Begriff umfasst sowohl die in diesem Feld tätigen Unternehmen als auch deren Strategien und die Institutionen bzw. strukturellen Formen (vgl. dazu auch Akyüz 2002, Cornford 2002). Die Finanzarchitektur kann damit als Teil der Regulation aufgefasst werden. Die Begriffe globale bzw. internationale Finanzarchitektur werden häufig auf die globalen Regeln und insbesondere die globalen Institutionen wie den Internationalen Währungsfonds etc. bezogen. In einer engeren Verwendung der Begrifflichkeit, der hier allerdings nicht gefolgt wird, wird bei der *New International Financial Architecture* primär auf das *Financial Stability Forum* (FSF) und das sogenannte *Dollar-Wallstreet-Regime* (DWSR) abgestellt (vgl. Soederberg 2001: 2). Bei der Frage nach der Transformation der globalen Finanzarchitektur geht es damit einerseits um die Frage der sich ändernden Regulationsmuster und andererseits um die Frage, wie Regulierungen verändert werden, d.h. um die *Governance*-Prozesse. In der Diskussion zur globalen Finanzarchitektur ragen bei den historisch ausgerichteten Ansätzen die Arbeiten von Helleiner (1994) und Langley (2002) hervor. Beide zeigen, dass Etablierung und Transformation der Regulation im Finanzbereich langfristigen Veränderungstendenzen unterliegt, die ihrerseits eng mit dem Wandel der spezifischen politischen und ökonomischen Strukturen verbunden sind, womit sich der regulationstheoretisch vermutete Zusammenhang auch in diesem Feld deutlich zeigt. Der globalen Regulation des internationalen Finanzsystems kommt eine herausragende Rolle für nationale und regionale Finanzsysteme zu. Die konkrete Ausformung der globalen Finanzarchitektur hängt unmittelbar mit der spezifischen globalen ökonomischen Struktur, im

Sinne von Vorherrschaft bzw. Hegemonie einzelner Länder, zusammen. Verändert sich das weltweite ökonomische Gefüge und ändern sich die hegemonialen Konstellationen, so impliziert dies auch Veränderungen des Finanzsystems.

Vom Ende des Zweiten Weltkriegs bis Anfang der 1980er Jahre war das globale Finanzsystem durch Bretton Woods geprägt. In der ökonomischen Literatur waren weitgehend keynesianische Konzeptionen des Finanzsektors vorherrschend. Dies hat sich in den 1980er Jahren mit den Politikwechseln – allen voran mit der geänderten Zinspolitik in den USA ab 1979 – deutlich geändert. Das Aufbrechen von Bretton Woods und die Liberalisierung des internationalen Kapitalverkehrs – dieser hat mittlerweile in relativen Dimensionen die bekannt hohen historischen Werte von 1890 bereits deutlich überschritten – läuteten eine neue Epoche ein. Insgesamt war damit die Rückkehr zu einem System verbunden, das es einerseits ermöglicht, fundamentale Ungleichgewichte (wie etwa das Handelsbilanzdefizit der USA) über sehr lange Zeiträume aufrecht zu erhalten, was andererseits, wie historische und aktuelle Erfahrungen zeigen, jedoch die Anfälligkeit für plötzlichen „Vertrauensverlust“ und die davon hervorgerufenen Krisen viel tiefer und wahrscheinlicher macht (vgl. Schwartz 1994: 238). Neoklassische bzw. monetaristische und damit stärker auf marktförmige Regulierungen setzende Ansichten kamen im Zuge dieses Liberalisierungsprozesses stärker zur Geltung, was auch einer gewissen Veränderung der Priorität wirtschaftspolitischer Ziele (Preisstabilität versus Vollbeschäftigung) Rechnung trug. Z.T. sehr spektakuläre Liberalisierungsschritte führten zu zahlreichen Banken- und Finanzkrisen in den 1980er und 1990er Jahren, wie man sie in diesem Ausmaß zuletzt in der Krise der 1930er Jahre beobachten konnte (Mishkin 2003). Während Mitte der 1980er Jahre vor allem Deregulierungsprozesse dominierten (Story 2000), scheinen ausgelöst durch die Krisenerfahrungen seither zumindest partiell Reregulierungsprozesse zu greifen (Cartapanis/Herland 2002). Diese Veränderungen spiegeln sich auch in der theoretischen Diskussion wider. Während von den 1970er Jahren bis Mitte der 1980er Jahre vielfach sehr stark auf die „Selbstregulierung“ des Marktes gesetzt worden war, wird seither das Problem von Marktunvollkommenheiten (wie etwa asymmetrischer Information) im Finanzbereich als die Ursache für die Notwendigkeit von Regulierung weithin anerkannt (vgl. Mishkin 2003). Diese Einsichten bauen im ökonomischen Mainstream jedoch weitgehend nicht mehr auf keynesianischen Vorstellungen, sondern auf mikroökonomisch fundierte Modellierungen, die in den 1970er Jahren entwickelt worden waren. Dabei handelt es sich um Ansätze, die die Existenz asymmetrischer Information, *Moral Hazard* und ähnlicher Marktunvollkommenheiten im Finanzsektor als Erklärung für die Notwendigkeit staatsförmiger Regulierungen betonen. Diese neueren ökonomischen Zugänge wurden im Kontext der Krisenerfahrungen breit aufgenommen und stellen damit auch eine wichtige konzeptionelle Basis für die Reregulierung des Finanzsystems dar. Nicht zuletzt vor diesem Hintergrund weisen auch Arbeitspapiere des IWF seit geraumer Zeit auf die möglichen negativen Konsequenzen radikaler Finanzmarktliberalisierung hin (vgl. Germain 2004). Aus diesen mikroökonomisch orientierten Zugängen können etwa Maßnahmen, wie die häufig diskutierte Tobin-Tax, abgeleitet werden. Derartige Regulierungsformen, etwa von Devisenmärkten, scheinen – so die keynesianische Perspektive – in „normalen“ Zeiten zwar unproblematisch, sind jedoch im Falle substanzieller Veränderungen (etwa eines starken plötzlichen Vertrauenseinbruchs) nicht hinreichend wirksam (vgl. Davidson 2002).

Sowohl die Prozesse der Deregulierung als auch der Reregulierung sind vor dem Hintergrund der Transformation der globalen Akkumulationsmuster zu sehen, in denen Außenorientierung an Bedeutung gewinnt. Diese Veränderungen sind durch eine schleichende Auflösung bzw. Untergrabung der US-amerikanischen Hegemonie und das Entstehen einer multipolaren Welt charakterisiert. Von van der Pijl (1998) wird dieser Prozess als begleitet von der allmählichen Herausbildung einer transnationalen, d.h. nicht mehr von einem Land aus organisierten, Hegemonie gesehen. Diese Veränderungen haben wesentliche Implikationen für das globale Finanzsystem und dessen Regulation, welches zunehmend als dezentrales beschrieben werden kann (vgl. Langley 2002). Dennoch ist davon auszugehen, dass das *Dollar-Wallstreet-Regime*, und damit eine weitgehend unilaterale Festlegung globaler Regeln, nach wie vor die dominante *Governance*-Form im Bereich der globalen Finanzarchitektur darstellt. Tendenziell könnte sich dies längerfristig jedoch ändern. Vor dem Hintergrund dieser erodierenden Hegemonie der USA argumentiert Germain (2004) überdies, dass im Finanzbereich längerfristig von der Entstehung bzw. Ausweitung einer *Global Public Sphere* auszugehen ist. Während nunmehr auf Seiten der privaten Akteure praktisch ausschließlich VertreterInnen des privaten Finanzsektors sowie weitgehend unabhängige Zentralbanken und Aufsichtsbehörden in *Governance*-Prozesse eingebunden sind, werden mittelfristig auch andere zivilgesellschaftliche Akteure an Einfluss gewinnen, nicht zuletzt, um die Legitimation der Finanzarchitektur zu erhöhen.<sup>3</sup> Eine subjektiv ausreichende demokratische Legitimation der globalen Finanzarchitektur war während der Bretton Woods Ära durch die quasi unilaterale Festlegung der Regulierungen durch die USA im Rahmen einer hegemonialen Struktur gegeben. Dies trifft auf die gegenwärtige *Governance*-Struktur im globalen Finanzbereich und die geänderten Bedingungen heute jedoch immer weniger zu (vgl. Porter 2000).

#### 4. Artikulation von globalem, regionalem und nationalem Finanzsystem

Offensichtlich wirkt das globale Finanzsystem – und damit insbesondere die globale Finanzarchitektur – auf nationale und regionale Finanzsysteme. Die Regulation des Finanzbereiches muss daher als Multi-Ebenen-Phänomen betrachtet werden. Es zeigt sich, dass, wie Story (2000: 132ff.) betont, nicht von einem globalen homogenen Finanzsystem gesprochen werden kann. Vielmehr bestehen trotz einheitlicher globaler Architektur zwischen einzelnen Ländern und Regionen erhebliche Unterschiede, welche sich historisch entwickelt haben. Bezogen auf die Industrieländer können grob drei Idealtypen unterschieden werden. Das anglo-amerikanische System ist demnach durch große Unternehmen und monopolistischen Wettbewerb gekennzeichnet und kann als *Shareholder System* bezeichnet werden. Das französische System beschreibt er als *State-led Financial Market System*. Das deutsch-japanische Modell ist durch große Konglomerate charakterisiert und kann als *Cross-Shareholding System* bezeichnet werden.

---

<sup>3</sup> Überdies scheint dies erforderlich, um mögliche Probleme des Capturing (vgl. Train 1991) hintan zu halten.

Während nationalen Finanzsystemen im Kontext des *Embedded Liberalism* (Best 2003) in der Bretton Woods Ära erhebliche autonome Festlegungsmöglichkeiten eingeräumt worden sind, stehen diese seit dem Ende des Systems unter einem nicht unerheblichen Anpassungsdruck. Dieser wird über die neue globale Finanzarchitektur vermittelt. Häufig wird daher davon ausgegangen, dass dies einen Übergang hin zu einem finanzmarktdominierten Akkumulationsregime vorantreibt (vgl. Bieling 2003), was jedoch empirisch zu relativieren ist (vgl. Redak 2003). Es stellt sich daher die Frage, wie die Artikulation von nationaler bzw. regionaler Finanzregulation mit der globalen Finanzregulation zu konzeptualisieren ist. Grundsätzlich bieten sich vor dem Hintergrund der *Governance*-Diskussion drei unterschiedliche Möglichkeiten an, wie *Politics of Scale* operationalisiert werden können. Erstens gibt es den Fall von Regulierungs-*Upload* (*Rule Shaping*). Davon spricht man, wenn es einem Land (oder einer Region) gelingt, die dort vorherrschenden Regulierungsmuster auf einer höheren räumlichen Ebene durchzusetzen. Im Gegensatz bezeichnet man es zweitens als Regulierungs-*Download* (*Rule Taking*), wenn Regelungen von einer höheren auf eine niedrigere territoriale Ebenen transferiert werden. Drittens gibt es die Möglichkeit von *Horizontal Diffusion* (*Imitation of Best Practices*) (Lütz 2004). Bezogen auf Europa kam es mit der Schaffung des gemeinsamen Marktes und der Einführung des Euro 1999 zu einem erheblichen Vereinheitlichungsdruck von der europäischen Ebene auf nationale Finanzsysteme. Die auf Ebene der EU durchgesetzten Regelungen und Prozesse waren jedoch von Vorstellungen geprägt, wie sie vom *Dollar-Wallstreet-Regime*<sup>4</sup> vorgegeben worden waren. Man kann damit von einem doppelten *Download*-Prozess ausgehen: Erstens von der globalen Ebene auf die regionale Ebene und zweitens von der regionalen Ebene auf die nationale Ebene. Für große Teile der Welt scheinen damit nach wie vor ebenso wie für die EU von der globalen Ebene erhebliche Prozesse der Vereinheitlichung der nationalen bzw. regionalen Finanzregulierung auszugehen. Inhaltlich orientieren sich diese Vorgaben am anglo-amerikanischen Modell. Damit dürften die USA – und indirekt die durch diesen Staat vertretenen Interessen (manifest im DWSR) trotz geschwächter Hegemonie nach wie vor relativ erfolgreich im *Upload*-Prozess ihrer Regulierungen sein (vgl. Soederberg 2001).<sup>5</sup>

Was Europa betrifft, werden vor diesem Hintergrund der *Download*-Prozesse drei grundsätzliche Entwicklungslinien für nationale Finanzsysteme als möglich erachtet: Das erste Szenario geht davon aus, dass sich die kontinentaleuropäischen Staaten rasch in Richtung eines anglo-amerikanischen Systems bewegen würden. Als zweites Szenario kann davon ausgegangen werden, dass die traditionelle Regulierung der Finanzsysteme weitgehend beibehalten wird, sich damit nationale Finanzsysteme *Download*-Prozessen gegenüber relativ resistent zeigen. Einzig die Möglichkeit für größere Unternehmen zur Akquisition von Kapital würden sich vergrößern. Beim dritten, von Story (2002: 138f.) als am wahrscheinlichsten betrachteten Szenario wird ein Mittelweg zwischen den ersten beiden Entwicklungslinien erwartet, womit weiterhin auch von nationalen Besonderheiten ausgegangen werden kann. Tatsächlich zeigt sich bislang generell nach wie vor eine relativ hohe Divergenz zwischen den einzelnen Finanzsystemen. Das Aufbrechen nationaler Finanzmärkte hat zwar zum Teil die Konkurrenz (insbesondere zwischen

<sup>4</sup> Charakterisiert durch den Washington-Consensus (vgl. Williamson 2000)

<sup>5</sup> Insbesondere bezogen auf den Großteil der Welt – die sogenannten Emerging Markets – ist es heftig umstritten, ob der Download dieser Regelungen diesen zum Vorteil gereicht (vgl. Stiglitz 2002, Eichengreen 2003).

Banken) erheblich verschärft, gleichzeitig hat der jeweilige Kapitalmarkt Dynamisierungsschübe erfahren. Teilweise rasante Kursanstiege waren zum Teil jedoch auch von ganz spezifischen Kombinationen aus nationaler Mikro- und Makropolitik verursacht (vgl. Schulmeister 2004). Ein aktueller Blick auf nationale Finanzsysteme zeigt, dass innerhalb des Euro-Raums nach wie vor wesentliche Unterschiede bestehen und allfällige Anpassungen in punkto Regulation und *Governance* nur sehr schleppend erfolgen (vgl. Weber 2004).

## 5. Basel II und globale Finanzarchitektur

Die Durchsetzung von Basel II ist vor dem Hintergrund der oben analysierten Veränderungen des globalen Finanzsystems zu untersuchen. Dabei kann das neue Regelwerk als teilweise Modifikation der Finanzarchitektur betrachtet werden. Während Basel I vor dem Hintergrund der Bankenkrise Anfang der 1980er Jahre und der beginnenden Internationalisierung der Banken entstanden ist, so waren Basel II die Erfahrungen der Asienkrise vorgelagert. Die konkrete Entstehung der Basel II-Regelungen ist somit vor dem Hintergrund der politischen Konjunktur gegen Ende der 1990er Jahre zu betrachten, obwohl sich die Ursprünge für die Neuausrichtung von Basel II bereits bis Mitte der 1990er Jahre zurückverfolgen lassen. Aufgrund der Asienkrise und des scheinbaren Versagens internationaler Finanzregulation kam es trotz nach wie vor weit verbreiteter Erklärungsmuster zu einer breiteren Debatte um die Notwendigkeit der Reform der internationalen Finanzarchitektur (vgl. z.B. Langley 2002: 151f.). Als Ausfluss aus dieser Debatte wurde 1999 das Financial Stability Forum durch die führenden Industrienationen gegründet. Ziel war es, internationale Kooperation mit dem Ziel der Krisenprävention und -bewältigung voranzutreiben (vgl. Haldane 2001). Die Initiative ging dabei von den großen OECD-Ländern bzw. indirekt von den durch diese vertretenen Finanzgruppen aus (vgl. Soederberg 2001). Parallel dazu wurden auch die ersten Vorschläge für die Modifikation der Baseler Eigenmittelvorschriften ausgearbeitet.

In der Folge geht es (i) darum, die Entstehung von Basel II und die damit verbundenen *Governance*-Prozesse im Kontext der generellen Veränderungen der globalen Finanzmarktregulation zu analysieren. In Punkt (ii) wird die Frage nach den Veränderungen der Territorialität der Regulierungen gestellt. In einem weiteren Teil (iii) erfolgt eine kurze Charakterisierung der Form der Regulierung in Hinblick auf allgemeine Dispositive und Trends. Daran anschließend werden im (iv) Teil die Artikulation von globalen, regionalen und nationalen Finanzsystemen im Feld von Basel II sowie die spezifischen Wirkungen auf nationale und regionale Finanzsysteme skizziert.

### (i) *Governance*-Prozesse bei der Entstehung des Basel II-Regelwerkes

Die *Governance*-Strukturen des Entstehungsprozesses von Basel I und Basel II haben sich in Hinblick auf die Akteure verändert. Während bei Basel I das Baseler Komitee noch relativ abgeschottet die Regelungen entwickelt hatte, hat sich diese Abschottung mit den Veränderungen um Basel II deutlich geändert. Das Institute for International Finance (IIF), das rund 350 Banken als Mitglieder aufweist, dürfte ein wesentlicher Protagonist der Basel II-Regelungen gewesen sein (Underhill 2004). Lütz (2004) weist überdies auf die wichtige Rolle großer international tätiger Banken hin, die

die stärker marktorientierten Vorschriften schon seit Mitte der 1990er Jahre eingefordert hatten; nicht zuletzt deshalb, weil sich die Banken davon eine Verringerung der regulatorischen Eigenmittel erwartet hatten. Wie Porter (2004) betont, sind es über den Basel-Prozess hinaus neben den einzelnen Banken primär Bankvereinigungen, die auf internationaler Ebene aktiv werden. Diese bilden nach Underhill/Zhang (2003: 380) quasi ein *Policy-Condominium*. Überdies ist auch die EU ein wichtiger Protagonist dieser Entwicklungen. Die ökonomischen Sektoren, die Basel II aktiv vorangetrieben haben (große Banken, Ratinginstitutionen, Beratungsfirmen etc.) können durch Basel II Wettbewerbsvorteile bzw. eine Ausdehnung oder Schaffung von neuen Geschäftsfeldern erwarten. Dennoch ist auch hier anzufügen, dass die ursprünglich vorgeschlagenen Regelungen um Basel II im Rahmen der Konsultationsprozesse erheblich modifiziert worden sind. Vor allem diejenigen Sektoren bzw. Länder, die sich von Basel II aufgrund ihrer spezifischen Finanz- und Wirtschaftsstruktur erhebliche Nachteile erwartet hatten – wie etwa Deutschland –, waren besonders aktiv, wie beispielsweise die Veränderungen zwischen den einzelnen Regelungsentwürfen und die Dokumentation des Prozesses zeigen (vgl. z.B. Basel Committee on Banking Supervision 1999, 2004). Der Bezeichnung dieses *Governance*-Prozesses als *Condominium* kann daher nicht vorbehaltlos zugestimmt werden, da insbesondere auch Unternehmerverbände, die breite Wirtschaftssektoren vertreten, maßgeblichen Einfluss geltend machen konnten. Darüber hinaus mag die breite und kontroversielle öffentliche Diskussion dieser Regelungen als erster Schritt in Richtung der Schaffung einer *Global Public Sphere* im Finanzbereich interpretiert werden. Es ist daher davon auszugehen, dass sich im Aushandlungsprozess um Basel II – ebenso wie in anderen Bereichen der globalen Finanzregulierung (vgl. Porter 2004) – sowohl inkludierende als auch exkludierende *Governance*-Formen ausmachen lassen.

#### (ii) Territorialität der Regulierung

Sowohl Basel I als auch Basel II wurden im Kontext der Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (BIS) vom Baseler Komitee für Bankenaufsicht entwickelt. Beide Regelwerke sind daher als globale Regulierung zu betrachten, die im Zuge einer Internationalisierung der Aktivitäten von Banken notwendig gemacht worden waren. Mit Basel II hat sich daher die Territorialität der Regulierung im Vergleich zu Basel I nicht verändert, vielmehr wurde diese fortgeschrieben. Formalrechtlich sind diese internationalen Vorgaben zwar nicht bindend, sie werden aber von den wichtigen OECD-Ländern getragen und auch national (bzw. in Europa über eine EU-Richtlinie) umgesetzt, womit es sich primär um einen *Download*-Prozess handelt.

#### (iii) Form der Regulierung

Obwohl Basel II auf Basel I aufbaut, wurden die Grundprinzipien der Regulierung wesentlich verändert. Während Basel I noch stärker auf staatliche Regulative gesetzt hat, baut Basel II primär auf Selbst- bzw. Marktregulierung (Underhill 2004). Damit hat sich der Umgang mit Risiko erheblich geändert. Die Ergänzung der Finanzmarktregulation um weitere Elemente ist jedoch nicht allein aus den oben beschriebenen Strategien ableitbar, sondern schien auch aus Stabilitäts- und Funktionalitätsgründen angebracht. Während mit Basel I einfache Messzahlen vorgeschrieben worden waren, so wird nunmehr ein komplexer Bewertungsprozess (im IRB-Ansatz durch die Banken selbst) und eine damit verbundene Unterlegungspflicht eingefordert.

Diese Regelungen verändern die konkrete Form der Regulation im Bankensektor in erheblichem Ausmaß, da Banken selbst die nötigen Eigenmittel berechnen. Überdies beeinflusst dies auch die Akkumulationsstrategien der Banken in punkto risikobewussterer Geschäftsstrategien, die damit stärker marktorientiert werden (vgl. Jäger 2004a,b). Die Regulierungen von Basel II bringen zwar für den Bankensektor substanzielle Veränderungen, die internationale Finanzarchitektur wird damit jedoch nicht in eine grundsätzlich neue Richtung transformiert. Vielmehr werden bestimmte bereits vorherrschende Muster in der globalen Finanzregulation weiter vorangetrieben, d.h. auch im Bereich der Bankregulierung manifest. Basel II kann damit insgesamt als Ausdehnung marktformiger Regulierung begriffen werden und ist gewissermaßen Manifestation des vorherrschenden Dispositivs.

(iv) Artikulation mit regionalen und nationalen Finanzsystemen und Wirkungen

Basel II verändert die konkreten Regulations- und *Governance*-Formen von nationalen, bzw. im Fall der EU regionalen, Finanzsystemen deutlich. Einerseits kommt nationalen Aufsichtsbehörden eine wichtigere Rolle zu, da weniger klare Regeln vorgegeben sind. Da diese von formalen politischen Akteuren weitgehend unabhängig sein müssen, impliziert dies auch eine Transformation der *Governance* im Finanzbereich. Andererseits nimmt neben den Aufsichtsbehörden auch die Bedeutung von (externen) Rating Institutionen für die Kreditvergabepraxis zu (vgl. Cornford 2002, Jeckle/Stickler 2003). Basel II transformiert überdies voraussichtlich die Kreditvergabepraxis. So ist von einer verstärkten Konditionenspreizung entsprechend unterschiedlicher Risiken auszugehen, womit Quersubventionierungen zwischen Kreditnehmern reduziert werden. Das impliziert eine stärker am Markt orientierte Logik der Kreditbewertung. Mittelfristig ist durch Basel II möglicherweise eine Verstärkung der Tendenz zur Finanzialisierung und Desintermediation (Handelbarkeit von Krediten, alternative Finanzierungsmodelle) zu erwarten, was eine Verschiebung der Akkumulationsmöglichkeiten im Finanzsektor bedeutet (Jäger 2002b). Während die nunmehr fixierten Basel II-Regelungen an die Bedürfnisse der OECD-Länder weitgehend angepasst scheinen, stellen die neuen Richtlinien für *Emerging Markets* ein Problem dar. Diese waren im Prozess der Regelformulierung nicht vertreten, konnten daher ihre Interessen auch nicht artikulieren, d.h. an einem *Upload*-Prozess nicht teilhaben (Underhill 2004). Als besonders problematische Wirkungen von Basel II werden mögliche ausgeprägte negative prozyklische Wirkungen, die etwa durch die Spezifika des Länder-Ratings verursacht sind, betrachtet (vgl. Monfort/Mulder 2000). Überdies dürften sich auch die Kredite an *Emerging Markets* generell verteuern (Eichengreen 2003). Insgesamt impliziert Basel II eine Vertiefung marktformiger Regulierungsmuster auch auf nationaler Ebene. Die neuen Regelungen sind daher definitiv nicht ein erster Schritt zu einer globalen keynesianisch orientierten Ausgestaltung der Finanzarchitektur, wie sie etwa von Eatwell und Taylor (2002) gefordert wird. Vielmehr wird mit den neuen Eigenmittelvorschriften die vorhandene Tendenz in der Ausgestaltung der globalen Finanzarchitektur weiter vorangetrieben. Dabei fällt auf, dass es im konkreten Fall der Basel II-Regulierungen durchaus auch europäische, z.T. über die EU vermittelte Kräfte waren, die die spezifische Ausgestaltung der endgültigen Regulierungen erheblich modifiziert haben. Basel II ist damit alles andere als ein unilaterales Projekt der USA, was auch als Indiz für deren abnehmende Hegemonie interpretiert werden kann.

## 6. Schlussfolgerungen und Ausblick

Die dominanten Akkumulationsmuster sowie die globale Finanzarchitektur unterliegen seit dem Zusammenbruch des Bretton Woods Systems einem substanziellen Wandel. Obwohl die US-amerikanische Hegemonie einem langfristigen Erosionsprozess unterliegt, gelingt es den USA nach wie vor, weitgehend ihre Vorstellungen im Finanzbereich auf die globale Ebene zu transferieren. Dennoch zeigt der Aushandlungsprozess um Basel II, dass die Rolle der EU nicht zu unterschätzen ist und die USA im Feld der Bankenregulierung weit von einer unilateralen Festlegung der Regulierungen entfernt sind. Die aktuellen Reregulierungsprozesse in der internationalen Finanzarchitektur bauen auf marktförmige Regulierungsformen. So auch Basel II. Dieses kann daher nicht als Schritt in Richtung qualitativ neuer globaler Finanzarchitektur betrachtet werden. Vielmehr werden durch die neuen Regelungen bestehende Regulierungsmuster vertieft bzw. auch auf den Bankensektor ausgeweitet, womit von einer weiteren Konsolidierung der gegenwärtigen Form der Finanzarchitektur auszugehen ist. Den Prozess der Ausarbeitung der Regelungen betreffend können die neuen Baseler Eigenmittelvorschriften zumindest zum Teil als *Governance*-Innovation aufgefasst werden. Denn im Unterschied zu Basel I waren in den relativ offenen Diskussionsprozessen breitere Unternehmensgruppen einbezogen. Dennoch können sowohl für stärkere exkludierende als auch für inkludierende Formen der *Governance* Anhaltspunkte gefunden werden. Was die Territorialität der Regulierung betrifft, so kommt es zwischen Basel I und Basel II nicht zu substanziellen Änderungen. Bezogen auf die Wirkungen von Basel II ist es weitgehend unumstritten, dass sich durch die geänderte Regulation nationale und regionale Finanzsysteme und damit auch deren *Governance*-Strukturen erheblich verändern. Prozesse der Desintermediation und Finanziarisierung, wozu auch stärker risikoadäquate Bepreisungs- und Verhaltensstrategien zu zählen sind, dürften damit weiteren Auftrieb erhalten. Insgesamt ist daher durch Basel II eine substanzielle Transformation nationaler und regionaler Finanzsysteme zu erwarten. Auch ist davon auszugehen, dass unter den gegebenen Bedingungen weitere Regelungen (Basel III) in einer ähnlichen Regulierungslogik erfolgen werden. Denn wie die historischen Erfahrungen zeigen, sind substanzielle Veränderungen von Regulierungsmustern erst im Zuge von tieferen Finanzkrisen zu erwarten (vgl. Langley 2002). Diese sind bisher allerdings nicht abzusehen.

### Literaturverzeichnis

Aglietta, M. (1987): *A Theory of Capitalist Regulation. The US-Experience*. London: Verso.

Akyüz, Y. (2002): *Towards Reform of the International Financial Architecture: Which Way Forward?* In: Akyüz, Y. (ed.): *Reforming the Global Financial Architecture. Issues and Proposals*. Geneva: UNCTAD, 1-28.

Basel Committee on Banking Supervision (1999): *A New Capital Adequacy Framework* <http://www.bis.org/publ/bcbs50.pdf> 11. Februar 2005

- Basel Committee on Banking Supervision (2004): Basel II: International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: A Revised Framework. <http://www.bis.org/publ/bcbs107.pdf> 11. Februar 2005.
- Becker, J. (2002): Akkumulation, Regulation, Territorium. Zur kritischen Rekonstruktion der französischen Regulationstheorie. Marburg: Metropolis.
- Becker, U. (1989): Akkumulation, Regulation und Hegemonie. Logische Korrespondenz oder historische Konstellation? In: Politische Vierteljahresschrift, 30 (2): 230-253.
- Best, J. (2003): From the Top-Down. The New Financial Architecture and the Re-embedding of Global Finance. In: New Political Economy 8 (3): 363-384.
- Bieling, H.-J. (2003): Social forces in the Making of the New European Economy: The Case of Financial Market Integration. In: New Political Economy 8 (2): 203-224.
- Brenner, N. (1999): Globalisation as Reterritorialisation: The Re-scaling of Urban Governance in the European Union. In: Urban Studies 36 (3), 431-451.
- Bruckner, B., Schmoll, A., Stickler, R. (ed.). Basel II. Konsequenzen für das Kreditrisikomanagement. Wien: Manz
- Cartapanis, A., Herland, M. (2002): The reconstruction of the International Financial Architecture: Keynes' revenge? In: Review of International Political Economy 9 (2): 271-297.
- Cornford, A. (2002): Standards and Regulation. In: Akyüz, Y. (ed.): Reforming the Global Financial Architecture. Issues and Proposals. Geneva: UNCTAD, 29-80.
- Davidson, P. (2002): Policies for fighting speculation in foreign exchange markets: the Tobin tax versus Keynes's views. In: Dow, S., Hillard, J. (ed.): Keynes, Uncertainty and the Global Economy. Beyond Keynes, Volume Two. Cheltenham: Edward Elgar, 201-222.
- Eatwell, J., Taylor, L. (2002): A World Financial Authority. In: Eatwell, J., Taylor, L. (ed.): International Capital Markets. Systems in Transition. Oxford: Univ. Press, 15-40.
- Eichengreen, B. (2003): Capital Flows and Crises. Cambridge, MA: MIT Press.
- Germain, R.D. (2004): Finance Governance and the Public Sphere: Recent Developments. IPEG Papers in Global Political Economy No. 10.
- Görg, C. (1994): Der Institutionenbegriff in der Theorie der Strukturierung. In: Esser, J. (et al. ed.): Politik, Institutionen und Staat. Hamburg: VSA, 31-84.
- Haldane, A. (2001): The Financial Stability Form (FSF): Just Another Acronym? In: Ferran, E., Goodhardt C.A.E. (ed.): Regulating Financial Services and Markets in the 21st Century. Oxford and Portland: Hart Publishing, 255-272.
- Hall, P., Soskice, D. (2001): Varieties of Capitalism. The Institutional Foundations of Comparative Advantage. Oxford: Univ. Press.

Helleiner, E. (1994): States and the Reemergence of Global Finance. From Bretton Woods to the 1990s. Ithaca: Cornell University Press.

Hodgson, G.M. (2001): Frontiers of Institutional Economics. In: *New Political Economy* 6 (2), 245- 253.

Jäger, J. (2004a): Finanzsystemstabilität und Basel II: Generelle Perspektiven. Working Paper Series of the University of Applied Sciences of bfi Vienna 2/2004.

Jäger, J. (2004b): Basel II: Ökonomische Regulation, Finanzsystemstabilität und Realwirtschaft. In: *WISO* 27 (2), 127-146.

Jeckle, M., Stickler, R. (2003): Externes Rating – Standard-Ansatz für den Kapitalmarkt. In: Bruckner, B., Schmoll, A., Stickler, R. (ed.). *Basel II. Konsequenzen für das Kreditrisikomanagement*. Wien: Manz, 73-94.

Jessop, B. (1997): Capitalism and its Future: Remarks on Regulation, Government and Governance. In: *Review of International Political Economy* 4 (3), 561-581.

Langley, P. (2002): *World financial Orders. An Historical International Political Economy*. London: Routledge.

Lütz, S. (2004): The Political Economy Approach to Financial Reform. Paper presented at the Workshop on the Political Economy of International Financial Governance, OeNB, Wien, 26. November 2004.

MacLeod, G. (2001): New Regionalism Reconsidered. Globalization and the Remaking of Political Economic Space. In: *International Journal of Urban and Regional Development* 25 (4), 804-829.

Malhotra, K. (2000): Renewing the Governance of the Global Economy. In: Bello, W., Bullard, N., Malhotra, K. (ed.): *Global Finance. New Thinking on Regulating Speculative Capital Markets*. London: Zed Books, 42-60.

Mishkin, F. (2003): *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*. Boston: Addison-Wesley.

Monfort, B., Mulder, C. (2000): Using Credit Ratings for Capital Requirements on Lending to Emerging Economies. Possible Impact of a New Basel Capital Accord. IMF Working Paper No. 00/69.

Porter, T. (2000): The Democratic Deficit in the Institutional Arrangements for Regulation of Global Finance. In: *Global Governance* 7 (4): 427-439.

Porter, T. (2004): The Significance of Changes in Private-Sector Associational Activity in Global Finance for the Problem of Inclusion and Exclusion. Paper presented at the Workshop on the Political Economy of International Financial Governance, OeNB, Wien, 26. November 2004.

PWC (2004): Study on the financial and macroeconomic consequences of the draft proposed new capital requirements for banks and investment firms in the EU. Final Report. [http://europa.eu.int/comm/internal\\_market/regcapital/index\\_en.htm#consequences](http://europa.eu.int/comm/internal_market/regcapital/index_en.htm#consequences) 25. Juni 2004

- Redak, V. (2003): Akkumulationsregime des Vermögensbesitzes: People's Capitalism? In: Brand, U., Raza, W. (ed.): Fit für den Postfordismus? Theoretisch-politische Perspektiven des Regulationsansatzes. Münster: Westfälisches Dampfboot.
- Schulmeister, S. (2004): Zur unterschiedlichen Wachstumsdynamik in den USA, in Deutschland und im übrigen Euro-Raum. WIFO-Monatsberichte 2/2004: 119-137.
- Schwaiger, W.S.A. (2004): Basel II Impact Study. In: Wirtschaft und Management 1 (1): 29-52.
- Schwartz, H.M. (1994): States versus Markets. History, Geography and Development of International Political Economy. New York: St. Martins Press.
- Soederberg, S. (2001): The New International Financial Architecture: Why the New Building? Paper presented at the Workshop on the Global Constitution of Failed States: the consequences of a new imperialism of BISA/International Relations and Global Development Working Group, Brighton, 18.-20. April 2001.
- Stiglitz, J. (2002): Die Schatten der Globalisierung. Berlin: Siedler.
- Story, J. (2000): The Emerging World Financial Order and Different Forms of Capitalism. In: Stubbs, R., Underhill, G. (ed.): Political Economy and the Changing Global Order. Oxford: Univ. Press, 129-140.
- Train, K. (1991): Optimal Regulation. Cambridge, MA: MIT Press.
- Tsingou, E. (2003): Transnational policy communities and financial governance: the role of private actors in derivatives regulation. CSGR Working Paper, 111/3.
- Underhill, G. (2004): Theorising Governance in a Global Financial System. Paper presented at the Workshop on the Political Economy of International Financial Governance, OeNB, Wien, 26. November 2004.
- Underhill, G., Zhang, X. (2003): Towards the good governance of the international financial system. In: Underhill, G., Zhang, X (ed.): International Financial Governance under Stress. Global Structures versus National Imperatives. Cambridge: Univ. Press, 360-383.
- Van der Pijl, K. (1998): Transnational Classes and International Relations. London: Routledge.
- Weber, B. (2004): Policy Entrepreneurship and Subterfuge in the Evolution of EU Financial Market Governance. Paper presented at the Workshop on the Political Economy of International Financial Governance, OeNB, Wien, 26. November 2004.
- Williamson, J. (2000): What should the World Bank think about the Washington Consensus? In: The World Bank Observer 15 (2): 251-264.
- World Bank (2002): World Development Report. Building Institutions for Markets. Washington DC. Oxford: Univ. Press.

---

Stephanie Messner

## Ratingmodelle österreichischer und Schweizer Banken

Vergleichende Untersuchung im Rahmen einer Kooperation der Fachhochschule des bfi Wien mit der Fachhochschule Beider Basel

Seit Oktober 2004 besteht zwischen der Fachhochschule des bfi Wien und der Fachhochschule Beider Basel (FH-BB) eine Kooperation, die auf gemeinsame Forschung sowie Lehrendenmobilität abzielt.

Fußend auf dieser Kooperation startete im Wintersemester 2004/2005 im Rahmen des Strukturaufbau-Vorhabens FHplus das erste gemeinsame Forschungsprojekt zum Thema „Ratingmodelle österreichischer und Schweizer Banken“.

Die Untersuchung der empirischen Basisdaten erfolgte an der FH des bfi Wien im Rahmen des Seminars Rechnungswesen im 5. Semester des Studiengangs Bank- und Finanzwirtschaft Vollzeit, betreut von Frau Stephanie Messner. An der FH-BB leitete Frau Dora Hunziker im Rahmen einer Vertiefungsrichtungsarbeit für Rechnungswesen/Controlling die Erhebung.

Zunächst wurde von den Studierenden der FH des bfi Wien unter Anleitung von Frau Stephanie Messner und Frau Dora Hunziker ein Fragebogen ausgearbeitet, welcher diverse Aspekte der Ratingmodelle einschließt. Der Leitfaden enthält sowohl Fragen zu allgemeinen Aspekten, wie Alter des Modells und Ablaufprozess des Ratings, als auch spezifische Fragestellungen nach den so genannten Hard und Soft Facts.

Der entwickelte Fragebogen wurde von der FH-BB nur leicht an schweizerische Verhältnisse und Sprachgebrauch angepasst. Zwischen Ende November und Anfang Jänner fand schließlich in Österreich und der Schweiz parallel die Erhebung bei sieben österreichischen und neun Schweizer Banken statt.

Die Ergebnisse beider empirischen Untersuchungen wurden am 21. Jänner 2005 an der FH des bfi Wien präsentiert. Sowohl die Studierenden der FH des bfi Wien als auch jene der FH BB fassten – wie es von den Banken gewünscht wurde – in anonymisierter Form die wesentlichsten Erkenntnisse aus den Gesprächen mit Bankenvertretern zusammen.

Auffallend waren dabei neben der weitgehenden Offenheit, mit der den Studierenden begegnet wurde, die Unterschiede zwischen den einzelnen Banken sowohl in Österreich als auch in der Schweiz, teilweise bedingt durch Tätigkeitsschwerpunkt und Größe der Banken. Für viele der untersuchten Ratingmodelle sind jedoch bis 2006 noch Änderungen geplant.

Im Anschluss an die Erhebung planen Frau Hunziker und Frau Messner eine Auswertung und Analyse der Ergebnisse in einer ländervergleichenden Studie. Die Studie wird im Sommer 2005 erscheinen.

---

Johannes Jäger

## **Basel II: Perspektiven von österreichischen Banken und Klein- und Mittelunternehmen**

Studie im Rahmen des FHplus Strukturaufbauvorhabens im Zuge eines Forschungsseminars in Volkswirtschaft mit Studierenden von Bank- und Finanzwirtschaft (Vollzeit, 5. Semester)

Die Ergebnisse der während des Wintersemesters 2004/05 von Studierenden des Vollzeit-Studiengangs BAFI durchgeführten Untersuchungen zu möglichen Konsequenzen von Basel II liegen nun in Form einer Studie (in englischer Sprache) vor. Während in der Literatur zahlreiche mögliche Effekte diskutiert werden, basierte diese Untersuchung auf der Annahme, dass sich die Konsequenzen von Basel II nicht direkt aus den erforderlichen Regulierungen ableiten lassen. Vielmehr hängen die Wirkungen von der Art und Weise, wie diese Regeländerungen das Verhalten der wirtschaftlichen Akteure beeinflussen bzw. verändern, ab. Um tiefere Einblicke in das Verhalten der von Basel II betroffenen Akteure zu gewinnen, konzentriert sich diese Studie auf die Perspektiven der österreichischen Banken und Klein- und Mittelunternehmen (KMU). Die Einschätzung der Akteure wurde sowohl was die Wirkungen von Basel II, als auch was ihre konkreten Handlungsstrategien betrifft, erhoben. Dies erfolgte neben der Verwendung von Sekundärliteratur aufbauend auf eine qualitative Analyse von Interviews, die im Rahmen eines Primärforschungsprozesses von den Studierenden mit Vertretern österreichischer Banken und KMU durchgeführt wurden. Dabei zeigte sich, dass es sowohl zu Diskrepanzen als auch zu Übereinstimmungen zwischen den in der Literatur vorherrschenden Erklärungsmustern und den Ansichten der Akteure kommt. Während sich bei vielen Fragestellungen zwischen Banken und KMU weitgehend ähnliche Sichtweisen zeigten, gibt es überdies in Teilbereichen nicht unerhebliche Divergenzen. Ausgehend von der Analyse der Sichtweisen und den daraus abgeleiteten Strategien wurden einige Schlussfolgerungen hinsichtlich möglicher Auswirkungen von Basel II auf ausgewählte Aspekte von Finanzsystem und Realwirtschaft gezogen.

Die Studie steht auf der Homepage <http://basel2.fh-vie.at/> zum Download zur Verfügung.

---

Christian Cech

## Aggregation von Kredit- und Marktrisiko

Studie in Kooperation mit Bank Austria – Creditanstalt

Im Rahmen der integrierten Gesamtbanksteuerung ist es für Banken von großem Interesse, die Werte der unterschiedlichen Risikoarten zu einem Gesamtrisiko zu aggregieren. Eine Studie der Fachhochschule des bfi Wien in Kooperation mit der Bank Austria – Creditanstalt befasst sich mit diesem Themenkomplex. Hierzu ist es notwendig, die Abhängigkeitsstrukturen zwischen den unterschiedlichen Risikoarten zu kennen. In dieser Arbeit werden die unterschiedlichen in der akademischen Literatur vorgeschlagenen Methoden der Risikoaggregation von Kredit- und Marktrisiko vorgestellt. Diese können grob in „Bottom-Up“- und „Top-Down“-Ansätze eingeteilt werden. „Bottom-Up“-Ansätze lassen detailliertere Analysen zu, bringen jedoch einen weitaus größeren Arbeitsaufwand mit sich. „Top-Down“-Ansätze gehen von aggregierten Daten, nämlich Gewinn/Verlustverteilung für das Kreditrisiko einerseits und das Marktrisiko andererseits, aus. Diese Marginalverteilungen werden unter Verwendung von Copulas zu einer Gesamtverteilung kombiniert. Im Rahmen der Studie wird detailliert auf die Umsetzung von „Top-Down“-Ansätzen bei Verwendung von elliptischen Copulas (Normal Copula und Student t-Copulas) eingegangen. Abschließend wird skizziert, wie aus bankinternen Daten zuerst die Marginalverteilungen von Kredit- und Marktrisiko geschätzt und anschließend die Abhängigkeitsstruktur modelliert werden kann.

Die Studie erscheint voraussichtlich im Mai 2005.

---

Barbara Lischka

## Mit dem richtigen MBA zum Erfolg!

Praxisnah und fundiert: Seit Herbst 2003 bietet die Fachhochschule des bfi Wien den österreichweit einzigartigen postgradualen Lehrgang MBA-Risk Management an.

Ziel des berufsbegleitenden Lehrganges ist eine praxisnahe und fundierte Ausbildung im Bereich des quantitativen Risikomanagements, das vor allem für Finanzintermediäre wie Banken (Basel II) und Versicherungen, aber auch in Industrie und Handel eine immer größere Bedeutung gewinnt. Das Ausbildungsprogramm des viersemestrigen MBA Lehrganges hat seinen Schwerpunkt in der Vermittlung der statistischen und finanztheoretischen Grundlagen des Risikomanagements. Methodisches Wissen ist aber nur dann fruchtbar einsetzbar, wo es auch in konkreten Problemsituationen adäquat umgesetzt werden kann. Deshalb wird im Rahmen des Curriculums größter Wert auf die praktische Umsetzung und die aufsichtsrechtlichen, organisatorischen und informationstechnologischen Aspekte des Risikomanagements gelegt. So meint Lehrgangsteilnehmerin Mag. Nader-Uher, Österreichische Nationalbank: „Kein Unternehmen kann es sich leisten, auf einen qualifizierten Risikomanager zu verzichten. Dieser MBA Lehrgang ermöglicht es, in sehr komprimierter Form, einen Überblick über das heutige Wissen zu erwerben und darauf aufbauend Kompetenzen auf- und auszubauen.“

Der postgraduale Lehrgang MBA-Risk Management ist als Lehrgang universitären Charakters vom bm:bwk akkreditiert, wobei als Wissenschaftlicher Leiter dieses Lehrganges ao. Univ. Prof. Dr. Wolfgang Aussenegg (TU Wien, Institut für Managementwissenschaften, Bereich Finanzwirtschaft und Controlling) fungiert. Darüber hinaus ist eine laufende inhaltliche und organisatorische Betreuung der TeilnehmerInnen durch Mitarbeiter der Fachhochschule des bfi Wien sichergestellt. Prof. (FH) Dipl.Vw. Jeckle, Lehrgangsmangement: „Bei uns erhält jeder Student zusätzlich zu den Lehrveranstaltungen individuelle Unterstützung und wird dort abgeholt, wo er Förderung oder Hilfe benötigt.“

Das Lehrgangskonzept sieht neben der Vermittlung der inhaltlichen Kernfächer Vorträge mit begleitender Diskussion durch hochrangige Experten im Bereich des Risikomanagements vor. Exemplarisch genannt seien der Präsident der österreichischen Aktuarsvereinigung, Dir. Holzer, Dir. Ittner, Direktor Österreichische Nationalbank, ao. Univ. Prof. Dr. Fulmek, Universität Wien, Mag. Müller, Vorstand Allianz Investmentbank, oder Mag. Ulreich, Finanzmarktaufsicht.

Einig sind sich die Studierenden über die gute Zusammensetzung des Lektorenpools, wie Mag. Haider, Österreichische Volksbanken AG, formuliert: „Die Lektoren sind sowohl aus dem universitären Bereich als auch Praktiker aus den Fachabteilungen von Unternehmen und Aufsichtsorganen. Dadurch ergibt sich eine gute Mischung aus theoretisch fundierter und praktisch umsetzbarer Ausbildung.“

---

Der berufliche Hintergrund der TeilnehmerInnen des ersten und zweiten Lehrganges zeigt, dass es gelungen ist, InteressentInnen aus einem breiten Spektrum österreichischer Institutionen des Finanzbereichs mit dem MBA-Risk Management anzusprechen. Exemplarisch seien genannt: Österreichische Nationalbank, Finanzmarktaufsicht, Wiener Börse, Energie Control und ferner Institute wie BAWAG/PSK, Erste Bank, der Raiffeisen Sektor, ÖVAG, aber auch internationale Consulter wie PriceWaterhouseCoopers oder PPT Unternehmensberatung.

Der MBA-Risk Management richtet sich in erster Linie an Personen, die gerne quantitativ arbeiten und bereits jetzt oder künftig in Banken in den Bereichen Risikomanagement, Revision, Banksteuerung, im ALM von Versicherungen oder Pensionskassen, im Treasury von Corporates, im Bereich der Aufsicht oder bei einschlägigen Beratern tätig sind oder sein wollen.

Der nächste Lehrgang startet Anfang Oktober 2005!

Für Informationen steht Mag. Barbara Lischka, Leiterin Postgraduale Lehrgänge, gerne zur Verfügung.

Tel: 01/720 12 86-47; E-Mail: [barbara.lischka@fh-vie.ac.at](mailto:barbara.lischka@fh-vie.ac.at)

Homepage: [www.fh-vie.ac.at](http://www.fh-vie.ac.at)

#### Werbung

Studieren  
auf  
europäischem  
Niveau ★

FACHHOCHSCHULE  
DES BFI WIEN

**MBA Risk Management**  
Postgradualer universitärer Lehrgang

- Risikomanagement-Spezialausbildung
- Einsatz: Banken, Versicherungen, Industrie und Handel
- Berufsbegleitendes Studium
- In 4 Semestern zum MBA
- Beginn: Oktober; Kosten: insges. € 20.000,-

Tel: 01/720 12 86  
[www.fh-vie.ac.at](http://www.fh-vie.ac.at)

FACHHOCHSCHULE DES BFI WIEN  
A-1020 Wien, Wohlmutstraße 22

---

# Rezensionen und Literaturempfehlungen

*In dieser Rubrik werden interessante Bücher zum Risikomanagement besprochen oder lesenswerte Titel präsentiert.*

**Franz Bonitz / Peter Ostermann**

**Handbuch zur Ratingvorbereitung und Ratingverbesserung**

Linde Verlag, 2004

ISBN: 3-7073-0363-2

Dem interessierten Unternehmer bietet das Handbuch zur Ratingvorbereitung und Ratingverbesserung, herausgegeben von Franz Bonitz und Peter Ostermann, die Möglichkeit, erstens ein Informationsdefizit auszugleichen, und zweitens Praktikertipps, um gegebenenfalls negativen Auswirkungen von Basel II vorzubeugen. In elf Kapiteln wird in Beiträgen verschiedener Autoren der Bogen von grundsätzlichen Erläuterungen zu Basel II und Rating, über Informationen zu unterschiedlichen Ratingsystemen und -kriterien zu konkreten Maßnahmenvorschlägen zur Ratingvorbereitung bzw. zur -verbesserung gespannt. Der Aufbau der einzelnen Kapitel – Einordnung des betreffenden Kapitels in eine Übersichtsgraphik, Executive Summary am Beginn, Text, Maßnahmenempfehlungen – ist konsistent durch das ganze Buch und ist sowohl für den konzentrierten Leser als auch den „Nachschlager“ eine sinnvolle Orientierungshilfe. Dieser Aufbau deutet auf eine bewusste Praxisorientierung hin, die letztlich durch die Vielzahl der im Buch enthaltenen Checklisten unterstrichen wird.

Es stellt sich also die Frage, ob das vorliegende Buch dem Praktiker tatsächlich die Hilfestellung bietet, die Aufbau und Checklisten versprechen. Der Umstand, dass sämtliche Checklisten von der beiliegenden CD-ROM elektronisch abrufbar sind, hilft dem Leser, mühsames Suchen zu vermeiden, und erhöht so jedenfalls die Anwendbarkeit. Auch sind sowohl Text als auch Checklisten sprachlich gut verständlich und leicht lesbar. Eine Ausnahme bildet hierbei das Kapitel über die Ratingkriterien, insbesondere die ins Rating einfließenden Unternehmenskennzahlen. Auf zehn Seiten werden knapp über dreißig Kennzahlen der Vermögens-, Finanz- und Ertragslage hinsichtlich Berechnung und Bedeutung vorgestellt. Angesichts der Kürze kann weder dem Unkundigen ausreichend Einblick in die Materie gewährt noch dem Wissenden neue Information geliefert werden.

Fazit: Ein gut lesbarer Überblick zum Thema Basel II und zu den Anforderungen, die an Unternehmer gestellt werden – aufgelockert durch zahlreiche praktische Empfehlungen. Jene Unternehmer, die das Thema Basel II bzw. internes Rechnungswesen und Controlling bisher ausgeklammert haben, werden angesichts der Informationsdichte mit Sicherheit überfordert sein, jenen allerdings, die der Materie grundsätzlich offen gegenüber stehen und die ihr Wissen nur noch weiter vertiefen möchten, bietet dieses Buch interessantes Arbeitsmaterial.

*Barbara Cucka*

---

**Philippe Jorion**  
**Financial Risk Manager Handbook**  
Wiley, 2. Auflage, 2003  
ISBN 471-43003-X

Philippe Jorion ist der Autor des Financial Risk Manager Handbooks, welches von ihm selbst und der Global Association of Risk Professionals (GARP) herausgegeben wird. Philippe Jorion ist auch der Verfasser des Standardwerkes Value at Risk: The new Benchmark for Managing Financial Risk. Das Buch dient als Grundlage für das FRM Programm der GARP, bei dem es sich um eine international anerkannte Ausbildung zum Financial Risk Manager handelt.

Das Financial Risk Manager Handbook behandelt ausführlich die gängigen Finanzrisiken (Markt, Kredit und operationales Risiko). Finanztheoretische und statistische Grundlagen werden in eigenen Kapiteln erläutert, so dass auch der formal nicht so fundierte Leser an die Thematik herangeführt wird. Neben den einzelnen Risiken werden auch die Gesamtbanksteuerung und Fragen des Aufsichtsrechts, des Rechnungswesens und steuerliche Aspekte behandelt.

Das Buch ist in einzelne Kapitel gegliedert, die auch isoliert gelesen werden können, so dass man das Financial Risk Manager Handbook auch als Nachschlagewerk benutzen kann. Tests in Form von Multiple Choice Aufgaben am Ende eines jeden Kapitels bilden eine gute Basis für die Selbstkontrolle des Lesers.

Das Financial Risk Manager Handbook ist ein sehr gutes Buch sowohl für diejenigen, die sich mit dem Gebiet vertraut machen wollen, aber auch denjenigen, die bereits mit Teilen der Materie vertraut sind, bietet dieses Buch als Nachschlagewerk interessante Aspekte.

*Michael Jeckle*

### **Literaturhinweise zum Themenkomplex „Quantitative Methoden im Risikomanagement“**

Diesmal wollen wir Bücher mit dem Schwerpunkt Quantitative Methoden im Risikomanagement vorstellen. Ausgewählt wurden Standardwerke aus drei Anwendungsgebieten der Finanzwirtschaft, die in den letzten Jahren zunehmend an Bedeutung gewannen. Es sind dies Copula-Methoden zur Modellierung von Abhängigkeitsstrukturen, Monte-Carlo Simulationen, die zum Einsatz kommen, wenn keine analytische Lösung möglich ist, und schließlich die Modellierung von Extremereignissen mit Hilfe der *Extreme Value Theory*.

Umberto Cherubini, Elisa Luciano, Walter Vecchiato (2004):  
**Copula Methods in Finance, Wiley Finance.**  
ISBN: 0-470-86344-7

Paul Glassermann (2003):  
**Monte Carlo Methods in Financial Engineering, Springer.**  
ISBN: 0387004513

Hier ein noch immer bedeutendes Standardwerk:

Paul Embrechts, Claudia Klüppelberg, Thomas Mikosch (1997):  
**Modelling Extremal Events for Insurance and Finance, Springer.**  
ISBN: 3540609318

*Christian Cech*



---

# Verzeichnis der AutorInnen

## AutorInnen der Beiträge

### **Dr. Johannes Jäger**

ist Lektor an der Fachhochschule des bfi Wien. Im Anschluss an das Studium der Volkswirtschaftslehre war er als Assistent an der Wirtschaftsuniversität Wien sowie als wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Österreichischen Akademie der Wissenschaften tätig. Seine Forschungsschwerpunkte liegen in den Bereichen Finanzsysteme und Regulation sowie Internationaler Politischer Ökonomie und Regionalökonomie.

### **Dr. Rainer Jankowitsch**

ist Universitätsassistent an der Wirtschaftsuniversität Wien am Institut für Kreditwirtschaft. Nach dem Diplomstudium in Wirtschaftsinformatik arbeitete er als Forschungsassistent an der Technischen Universität Wien und promovierte im Jahre 2003 im Rahmen des postgradualen CCEFM Programms in Finanzwirtschaft. Die Forschungstätigkeit von Rainer Jankowitsch konzentriert sich auf die Themengebiete Risikomanagement mit Schwerpunkt Basel II und Kreditrisikomodelle.

### **Prof. (FH) Dipl. Vw. Michael Jeckle**

ist Lektor für Kapitalmarkttheorie und Risikomanagement und inhaltlicher Koordinator des postgradualen MBA-Risk Management an der Fachhochschule des bfi Wien. Nach dem Studium war er als Universitätsassistent an der Bergischen Universität Wuppertal und an der Leopold-Franzens Universität Innsbruck tätig. Mitte der neunziger Jahre wechselte er zur Nova Portfolio Management, wo er einen Fond managte und das Risikomanagement von Fremdwährungskrediten betreute. Danach war er am Institut für höhere Studien (IHS) für die Finance Gruppe verantwortlich. Michael Jeckle forscht derzeit vor allem im Bereich Risiko Management für Finanzintermediäre.

### **Univ. Prof. Dr. Stefan Pichler**

ist Vorstand des Institutes für Kreditwirtschaft an der Wirtschaftsuniversität Wien. Er promovierte 1994 an der Karl-Franzens-Universität Graz und habilitierte sich 1999 an der Technischen Universität Wien im Fach „Allgemeine Betriebswirtschaftslehre“. Stefan Pichler ist Gründungsmitglied der Austrian Working Group on Banking and Finance sowie des Center for Central European Financial Markets und der Vienna Graduate School of Finance. Seine Forschungsschwerpunkte liegen im Kreditrisikomanagement und im Fixed Income Bereich.

### **Dr. Hubert Schicketanz**

ist Partner des Aktuariats Heubeck und Partner und freiberuflicher Lektor an der Fachhochschule des bfi Wien (MBA-Risk Management). Seit 1996 ist er Mitglied der Österreichischen Aktuarvereinigung, Sektion Anerkannte Aktuare. Dr. Schicketanz studierte an der Universität Wien in den Hauptfächern Mathematik und Physik und promovierte 1989 zum Dr. rer. nat.

---

**Mag. Robert Schwarz**

ist wissenschaftlicher Mitarbeiter an der FH des bfi Wien. Nach dem Studium der Volkswirtschaftslehre in Innsbruck war er in der Mathematikabteilung einer österreichischen Versicherung tätig, wo er sich u.a. mit dem Einsatz von multivariaten Analysemethoden befasste. Robert Schwarz forscht derzeit im Bereich Kreditrisikomanagement.

**Dr. Tatjana Slavova**

ist am Institut für Höhere Studien in der Abteilung Ökonomie und Finanzwirtschaft als Projektassistentin tätig. Insbesondere befasst sie sich mit den Bereichen Makro- und Mikroökonomie, Ökonometrie, Spieltheorie, Finanzen, Multivariate Statistische Methoden. Nach Abschluss ihrer Studien der Kybernetik und der Angewandten Mathematik wirkte sie am Institut für Zivilluftverkehr in Kiew. Sie ist zudem Trägerin des Würdigungspreises für die beste Jugendwissenschaftliche Arbeit im Bereich der Kybernetik in der Ukraine.

**AutorInnen der Berichte und redaktionellen Beiträge****Dr. Christian Cech**

ist Researcher an der Fachhochschule des bfi Wien. Seine Schwerpunkte liegen auf der Steuerung und Messung des Kreditrisikos sowie der Gesamtbanksteuerung. Er leitet(e) mehrere Forschungsprojekte zum Themenfeld Basel II / Risikomanagement.

**Mag. (FH) Barbara Cucka**

ist Lektorin des Studiengangs Europäische Wirtschaft und Unternehmensführung an der Fachhochschule des bfi Wien mit Spezialgebiet Basel II und Unternehmen insbesondere Ratingverbesserung und Finanzierungsalternativen. Sie leitet ein Kooperationsprojekt zum Thema Risikobewertung und Risikoverbesserung für KMUs.

**Mag. Barbara Lischka**

ist Leiterin des Geschäftsfeldes Postgraduale Lehrgänge und organisatorische Koordinatorin des postgradualen Lehrgangs MBA-Risk Management an der FH des bfi Wien.

**Dr. Stephanie Messner**

ist Lektorin des Studiengangs Bank- und Finanzwirtschaft an der Fachhochschule des bfi Wien. Das Schwergewicht ihrer Arbeit liegt im Bereich Rechnungslegung. Sie leitet ein an die Lehre angebundenes Kooperationsprojekt in Kooperation mit der Fachhochschule Beider Basel NW-Schweiz.

---

# Working Papers und Studien der Fachhochschule des bfi Wien

2004 erschienene Titel

## **Working Paper Series No. 1/2004**

Christian Cech:

**Die IRB-Formel zur Berechnung der Mindesteigenmittel für Kreditrisiko.**

Laut Drittem Konsultationspapier und laut „Jänner-Formel“ des Baseler Ausschusses.  
Wien März 2004.

## **Working Paper Series No. 2/2004**

Johannes Jäger:

**Finanzsystemstabilität und Basel II – Generelle Perspektiven.**

Wien März 2004.

## **Working Paper Series No. 3/2004**

Robert Schwarz:

**Kreditrisikomodelle mit Kalibrierung der Input-Parameter.**

Wien Juni 2004.

## **Working Paper Series No. 4/2004**

Markus Marterbauer:

**Wohin und zurück? Die Steuerreform 2005 und ihre Kritik.**

Wien Juli 2004.

## **Working Paper Series No. 5/2004**

Thomas Wala / Leonhard Knoll / Stephanie Messner / Stefan Szauer:

**Europäischer Steuerwettbewerb, Basel II und IAS/IFRS.**

Wien August 2004.

## **Working Paper Series No. 6/2004**

Thomas Wala / Leonhard Knoll / Stephanie Messner:

**Temporäre Stilllegungsentscheidung mittels stufenweiser Grenzkostenrechnung.**

Wien Oktober 2004.

## **Working Paper Series No. 7/2004**

Johannes Jäger / Rainer Tomassovits:

**Wirtschaftliche Entwicklung, Steuerwettbewerb und *politics of scale*.**

Wien Oktober 2004.

## **Working Paper Series No. 8/2004**

Thomas Wala / Leonhard Knoll:

**Finanzanalyse - empirische Befunde als Brennglas  
oder Zerrspiegel für das Bild eines Berufsstandes?**

Wien Oktober 2004.

## **Working Paper Series No. 9/2004**

Josef Mugler / Clemens Fath:

**Added Values durch Business Angels.**

Wien November 2004.

---

Andreas Breinbauer / Rudolf Andexlinger (Hg.):

**Logistik und Transportwirtschaft in Rumänien.**

Marktstudie durchgeführt von StudentInnen des ersten Jahrgangs des FH-Studiengangs „Logistik und Transportmanagement“ in Kooperation mit Schenker & Co AG. Wien Frühjahr 2004.

Christian Cech / Michael Jeckle:

**Integrierte Risikomessung für den österreichischen Bankensektor aus Analystenperspektive.**

Studie in Kooperation mit Walter Schwaiger (TU Wien).  
Wien November 2004.

Robert Schwarz / Michael Jeckle:

**Gemeinsame Ausfallwahrscheinlichkeiten von österreichischen Klein- und Mittelunternehmen.**

Studie in Kooperation mit dem „Österreichischen Kreditschutzverband von 1870“.  
Wien November 2004.

2005 erschienene Titel

**Working Paper Series No. 10/2005**

Thomas Wala:

**Aktuelle Entwicklungen im Fachhochschul-Sektor und die sich ergebenden Herausforderungen für berufsbegleitende Studiengänge.**

Wien Jänner 2005.

**Working Paper Series No. 11/2005**

Martin Schürz:

**Monetary Policy's New Trade-Offs?**

Wien Jänner 2005.





ISSN 1812-9064

Fachhochschule des bfi Wien Gesellschaft m.b.H.  
A-1020 Wien, Wohlmutstraße 22  
Tel.: 01/720 12 86; E-Mail: [info@fh-vie.ac.at](mailto:info@fh-vie.ac.at)  
<http://www.fh-vie.ac.at> <http://basel2.fh-vie.at>

Gefördert von der Österreichischen Forschungsförderungsgesellschaft im Rahmen des Programms **FH**plus