

WIRTSCHAFT UND MANAGEMENT

SCHRIFTENREIHE ZUR WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTLICHEN FORSCHUNG UND PRAXIS

Risikomanagement



Gerwald Mandl / Klaus Rabel
Basiszinssatz und Risikozuschlag nach dem neuen Fachgutachten
zur Unternehmensbewertung KFS BW 1

Robert Schwarz / Thomas Happ / Erich Stark
Cashflow-Modellierung: Am Beispiel der Telekom Austria AG

Hans-Joachim Schramm
Risikomanagement bei Transport- und Logistikdienstleistern

Georg von Pfoestl
Eigenmittelanforderungen nach Basel II

Oliver Scheil / Tatjana Putz
Wertorientierte Banksteuerung

Rainer Pullirsch
Measuring Credit-Spread Risk on a Single Issuer Basis

Chaker ALOUI^a & Mondher BELLALAH
Long Range Memory on Emerging Stock Market
Volatility and Value at Risk Estimations for Long and
Short Trading Positions

Wirtschaft und Management

Schriftenreihe zur wirtschaftswissenschaftlichen
Forschung und Praxis

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, um deren Beachtung wir Sie dringend ersuchen.

1. Allgemeine Hinweise

- **Dateityp:** Word-Dokument
- **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.
Es ist auf eine geschlechtsneutrale Schreibweise zu achten.
- **Bilder und Grafiken:** Stellen Sie bitte alle Bilder und Graphiken in separaten Dateien bei! Die Bildauflösung muss 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 schreiben Sie im Fließtext und verwenden Sie nur Standardformate!**

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. Die Autorenhinweise sind einzuhalten.

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

Editorial

Sehr geehrte Leserinnen und Leser!

Die vorliegende fünfte Ausgabe unserer Halbjahres-Zeitschrift „Wirtschaft und Management“ widmet sich dem Forschungsschwerpunkt Risikomanagement in Banken und Corporates (= Non-financials).

Dabei beschäftigen sich 4 der 7 Artikel mit dem Thema Risikomanagement und Unternehmenssteuerung in Banken und 3 Artikel mit Risikomanagement und Unternehmensbewertung von Corporates. Weiters finden Sie in diesem Heft noch eine Kurzbeschreibung der aktuellen Publikationen der Fachhochschule sowie Informationen über aktuelle Forschungsprojekte und über ein von der EU gefördertes Curriculum-Development-Projekt.



Rudolf Stickler
Rektor (FH)
der Fachhochschule des bfi Wien

Mandl und Rabel stellen die wesentlichen Neuerungen des im Februar 2006 beschlossenen Fachgutachtens der Kammer der Wirtschaftstreuhänder zur Unternehmensbewertung dar. Dabei wurde eine entscheidende Wendung hin zur kapitalmarktorientierten Bewertung vollzogen. Der für die Ermittlung des Unternehmenswertes verwendete Abzinsungsfaktor soll sich für den eigenkapital-finanzierten Anteil aus Basis-Zinssatz und Risikozuschlag zusammensetzen. Dabei kann der Basiszinssatz aus der Zinsstrukturkurve abgeleitet werden. Alternativ dazu kann die Effektivrendite einer Staatsanleihe mit einer Laufzeit von 10 bis 30 Jahren herangezogen werden. Für die Ermittlung des Risikozuschlags soll das Capital Asset Pricing Model (CAPM) herangezogen werden. Nach dieser Methode ist somit der Risikozuschlag entsprechend der Kapitalstruktur anzupassen.

Happ, Schwarz und Stark stellen am Beispiel der Telekom Austria AG Ansätze zur Cashflow-Modellierung mit dem Konzept des Value-at-Risk (VaR) dar. Dabei stellt der Cashflow-at-Risk eines Unternehmens die maximale negative Abweichung vom Planwert innerhalb des Prognosezeitraums (3-24 Monate) mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit dar. Beim Bottom-up-Ansatz werden Finanz- und Nicht-Finanzrisiken (z.B. Zinsen, Absatzmengen) identifiziert und Abhängigkeiten mit Monte-Carlo-Simulationen zu einem unternehmensweiten Wert aggregiert. Beim Top-down-Ansatz wird die Entwicklung des Gesamt-Cashflows mittels Regression aus historischen Zeitreihen prognostiziert.

Schramm erörtert systematisch die Risikosituation und die Bereiche des Risikomanagements für die mittelständischen Unternehmen der Transport- und Logistikwirtschaft. Nach Darstellung der infrastrukturellen, der technologischen und der politisch-rechtlichen Rahmenbedingungen werden die finanzwirtschaftlichen, die leistungswirtschaftlichen und die betriebsimmanenten Risiken übersichtlich beschrieben. Bezüglich des Risikomanagements werden die praktischen Ansätze des aktiven RM (Risikovermeidung, Risikoverminderung und Risikosteuerung) sowie des passiven RM (Risikotransfer und Risikovorsorge) dargestellt.

v. Pförtl stellt die Entwicklung der risikobezogenen Kapitalanforderungen im Laufe des Konsultationsprozesses von „Basel II“ dar. Er kommt dabei zum Ergebnis, dass sich die Risikosensitivität im Unternehmenssegment durch die vorgenommenen Änderungen verringert hat; dies insbesondere dadurch, dass kleinere Unternehmen – im Retailbereich betreute Kredite und KMU bis 50 Mio € Umsatz – gegen-

über großen Unternehmen begünstigt werden. Diese Begünstigung zielt einerseits auf die Förderung der KMU ab und wird andererseits mit dem geringeren Risiko infolge der größeren Streuung (= höhere Diversifikation) bei kleineren Krediten begründet.

Scheil und Putz weisen auf die Erfordernisse einer insgesamt abgestimmten Gesamtsteuerung bei Banken hin. Die von den Kapitalmärkten und Rating-Agenturen geforderte marktgerechte Kapitalrendite bei akzeptabler Volatilität (= Schwankungsrisiko) erfordert ein wertorientiertes Steuerungskonzept. Dadurch soll eine Gleichschaltung der Interessen des Kapitalmarktes mit den Zielgrößen aller Ebenen des Unternehmens angestrebt werden. Diese wertorientierte Gesamtbanksteuerung umfasst daher wertorientierte strategische Steuerung, wertorientierte operative Steuerung und wertorientierte Vergütung.

Pullirsch stellt in seinem Beitrag ein Modell zur Messung des Credit-Spread-Risikos auf Einzel-emittentenbasis dar. Dabei werden die Zero-Coupon-Credit-Spreadkurven aus Bondnotierungen abgeleitet. Auch der Stabilität des Schätzverfahrens wird besondere Beachtung gewidmet. Mit den Zeitreihen der Credit-spread-Kurven stehen auch die notwendigen Informationen für die Berechnung des Risikos mit dem Value-at-Risk Ansatz (VaR) zur Verfügung. Zur VaR-Berechnung wird die Monte Carlo Simulation verwendet.

Aloui und Bellalah untersuchen die langfristigen Einflüsse (= weiter zurückliegende Einflüsse) auf Aktienindizes von Emerging Market-Ländern mit VaR-Schätzungen auf Basis von Tageswerten. Dabei werden für 25 Emerging Market-Aktienindizes VaR-Schätzungen mit verschiedenen Garch-Modellen für verschiedene Konfidenzintervalle durchgeführt. In dem Artikel konzentrieren sich die Verfasser auf die Modellierung des VaR für Portfolios mit Long- und Short-Positionen. Dabei scheinen die Student FIGARCH Modelle die langfristigen Abhängigkeiten der Volatilität der Emerging Market-Aktien am besten zu erfassen.

Ich wünsche allen Leserinnen und Lesern von „Wirtschaft und Management“, dass möglichst viele der hier abgehandelten Themen auch für sie von besonderem Interesse sind.

In der nächsten Ausgabe der Schriftenreihe sollen die Spezifika der Versicherungswirtschaft besondere Beachtung finden.

Ihr



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

Inhaltsverzeichnis

Beiträge	Seite
Basiszinssatz und Risikozuschlag nach dem neuen Fachgutachten zur Unternehmensbewertung KFS BW 1 <i>Gerald Mandl / Klaus Rabel</i>	7
Cashflow-Modellierung: Am Beispiel der Telekom Austria AG <i>Robert Schwarz / Thomas Happ / Erich Stark</i>	21
Risikomanagement bei Transport- und Logistikdienstleistern <i>Hans-Joachim Schramm</i>	41
Eigenmittelanforderungen nach Basel II <i>Georg von Pfössl</i>	59
Wertorientierte Banksteuerung <i>Oliver Scheil / Tatjana Putz</i>	75
Measuring Credit-Spread Risk on a Single Issuer Basis <i>Rainer Pullirsch</i>	91
Long Range Memory on Emerging Stock Market Volatility and Value at Risk Estimations for Long and Short Trading Positions <i>Chaker Aloui[®] / Mondher Bellalah</i>	107
Berichte	Seite
Soft Facts Rating <i>Alois Strobl</i>	133
Global Finance and the European Economy: the Struggle over Banking Regulation <i>Johannes Jäger</i>	133
Transformation of Global Financial Governance: global-local and local-global linkages <i>Johannes Jäger</i>	134
Branchenrisiko in Österreich <i>Robert Schwarz</i>	135
Erasmus – Curriculum Development Project: ARIMA – Master Programme Quantitative Asset and Risk Management <i>Emel Kis</i>	135
Veröffentlichungen und Literaturhinweise	Seite
Veröffentlichungen der Fachhochschule des bfi Wien	139
Literaturhinweise	142
Verzeichnis der AutorInnen	Seite
Verzeichnis der AutorInnen	143
Working Papers und Studien der Fachhochschule des bfi Wien	Seite
Working Papers und Studien der Fachhochschule des bfi Wien	147

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
<http://www.fh-vie.ac.at> <http://basel2.fh-vie.at>

Geschäftsführer:

Dr. Helmut Holzinger

Redaktionsleitung:

Mag. Evamaria Schlattau

Redaktion:

Dr. Christian Cech
Prof. (FH) Michael Jeckle
D.I. Alois Strobl
Prof. (FH) Dr. Rudolf Stickler
Prof. (FH) Dr. Thomas Wala

Redaktionsassistentz:

Martina Morawetz

Lektorat:

Mag. Claus Inanger (Englische Texte)
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.

Basiszinssatz und Risikozuschlag nach dem neuen Fachgutachten zur Unternehmensbewertung KFS BW 1



Gerwald Mandl
Institut für Revisions-, Treuhand- und Rechnungswesen
Karl-Franzens-Universität,
Graz

Abstract

Das im Februar 2006 beschlossene Fachgutachten zur Unternehmensbewertung KFS BW 1 der Kammer der Wirtschaftstreuhänder brachte wesentliche Neuerungen. Dazu zählen auch die Aussagen zur Bestimmung des Basiszinssatzes und zur Berücksichtigung des Risikos bei der Bewertung von Unternehmen. KFS BW 1 schlägt vor, das Risiko durch die international und national übliche Risikozuschlagsmethode zu berücksichtigen. Bei dieser Methode werden die erwarteten finanziellen Überschüsse mit einem durch einen Basiszinsfuß erhöhten Risikozuschlag diskontiert. Der Basiszinsfuß soll die risikolose Verzinsung repräsentieren. Nach KFS BW1 ist der Basiszinsfuß aus der Zinsstrukturkurve abzuleiten oder alternativ die Rendite einer 10 bis 30-jährigen Staatsanleihe heranzuziehen. Der Beitrag zeigt, wie die aus der Zinsstrukturkurve abgeleiteten periodenspezifischen Basiszinsfüße in einen einheitlichen, im Zeitablauf konstanten Basiszinsfuß transformiert werden können. Für den Risikozuschlag empfiehlt das Fachgutachten, das Capital Asset Pricing Model (CAPM) heranzuziehen. Dieser Risikozuschlag ist insbesondere hinsichtlich der Kapitalstruktur anzupassen. Das Standard-CAPM ermittelt Renditen und Risikozuschläge vor persönlichen Steuern. Obwohl persönliche Steuern bei der Bewertung von Unternehmen generell zu berücksichtigen sind, können sie bei der Bewertung von Kapitalgesellschaften außer Ansatz gelassen werden. Bei der Bewertung von Einzelunternehmen und Personengesellschaften müssen persönliche Steuern hingegen berücksichtigt werden. Das Fachgutachten gibt dazu allerdings keine konkreten Hinweise. Die Verwendung der Marktrisikoprämie nach persönlichen Steuern nach dem Tax-CAPM, abgeleitet für den deutschen Kapitalmarkt, kann nur als grobe Näherung angesehen werden.



Klaus Rabel
Institut für Revisions-, Treuhand- und Rechnungswesen
Karl-Franzens-Universität,
Graz

The expert report on the valuation of companies KFS BW 1 agreed upon by the Austrian Chamber of Public Accountants and Tax Advisors in February 2006 has lead to various innovations, including the statements concerning the determination of the base rate (risk free rate) and the consideration of risk in the valuation of businesses. KFS BW 1 recommends assessing risk using the risk premium method, a method that is common in Austria as well as worldwide. According to this method the expected cash flows are discounted using an interest rate that consists of a base rate and a risk premium. The base rate should represent the risk-free interest rate. According to KFS BW 1 the base rate has to be derived from the yield curve or – alternatively – the yield of government bonds with a term of 10 to 30 years has to be taken. The following article shows how spot rates that are derived from the yield curve can be transformed into a uniform and over the time constant base rate. For calculating the risk premium the expert report recommends applying the Capital Asset Pricing Model (CAPM). The risk premium has to be adjusted with respect to the capital structure in particular. The calculation of yields and risk premiums applying the standard-CAPM does not take personal taxes into account. Even though personal taxes generally have to be considered in the valuation of a company, they need not to be taken into account when

valuating public or private limited companies. However when valuating the business of individual entrepreneurs or partnerships personal taxes have to be taken into consideration. In this respect no clear comments can be found in the expert report. The market risk premium after personal taxes according to the tax-CAPM that is based on the German capital market can be seen as a rough approximation only.

1. Problemstellung

Das im Februar 2006 beschlossene Fachgutachten zur Unternehmensbewertung KFS BW 1 der Kammer der Wirtschaftstreuhänder ersetzt das Fachgutachten aus 1989. Nach KFS BW 1 ergibt sich der Unternehmenswert aus dem Barwert der mit dem Eigentum am Unternehmen verbundenen Nettozuflüsse an die Unternehmenseigner (Nettoeinnahmen der Unternehmenseigner), die aus der Fortführung des Unternehmens und aus der Veräußerung etwaigen nicht betriebsnotwendigen Vermögens erzielt werden. Die Berechnung des Barwertes erfolgt mit jenem Kapitalisierungszinssatz, der der Rendite einer adäquaten Alternativanlage entspricht. Der Unternehmenswert kann nach dem Ertragswertverfahren oder nach einem der Discounted Cash-Flow-Verfahren ermittelt werden (KFS BW 1, Tz 9 und 10). Gegenüber dem Fachgutachten aus 1989 brachte KFS BW 1 aus 2006 wesentliche Neuerungen für die Durchführung von Unternehmensbewertungen. Dazu zählen auch die Bestimmung des Basiszinsfußes und die Berücksichtigung des Risikos bei der Bewertung von Unternehmen. Im folgenden Beitrag werden damit zusammenhängende Fragen untersucht.

2. Risiko und Verfahren der Risikoberücksichtigung im KFS BW 1

Das Fachgutachten KFS BW 1 enthält in den Tz 62 bis 64 folgende Definition des Risikos:

(62) Jede Investition in ein Unternehmen ist mit dem Risiko verbunden, dass künftige Erträge nicht im erwarteten Umfang anfallen. Dieses Unternehmensrisiko umfasst grundsätzlich sowohl das aus der Investition in ein Unternehmen sich ergebende allgemeine Risiko, dem alle Unternehmen bzw. Unternehmen einer bestimmten Branche unterliegen und das seine Ursache in der Entwicklung der gesamtwirtschaftlichen Lage bzw. der entsprechenden Branche (Konjunkturschwankungen) hat, als auch das sich aus der besonderen Situation des zu bewertenden Unternehmens ergebende spezielle (leistungs- und finanzwirtschaftliche) Risiko. Ein allfälliges Risiko, das sich aus einer im Vergleich zur Alternativanlage geringeren Mobilität der Veranlagung in das zu bewertende Unternehmen ergibt, ist nur dann zu berücksichtigen, wenn von einer begrenzten Behaltdauer auszugehen ist.

(63) Zum allgemeinen Unternehmensrisiko gehören Unwägbarkeiten genereller Art wie nicht absehbare Entwicklungen aus Konjunktur, Politik, Umwelt und Branche des Unternehmens.

(64) Das spezielle Unternehmensrisiko ist das auf ein bestimmtes Unternehmen bezogene Risiko. Hierzu zählen etwa die Konkurrenzsituation, die Managementqualifikation, besondere Einkaufs- und Absatzverträge, der Stand der Produktinnovation, die Art der Unternehmensorganisation, die Finanzierungs- und Kapitalstrukturverhältnisse, die Flexibilität des Unternehmens, d.h. die Fähigkeit, sich geänderten Umwelteinflüssen mehr oder weniger rasch

anzupassen, das Alter und die Eignung der Vermögensausstattung des Unternehmens, der Umfang und die Qualität der Forschungs- und Entwicklungstätigkeit, die Qualifikation der Mitarbeiter und die Wettbewerbssituation, der das Unternehmen ausgesetzt ist.

Das Risiko soll nach KFS BW 1 Tz 65 und 66 bei der Bewertung von Unternehmen wie folgt berücksichtigt werden:

(65) Wegen der Problematik einer eindeutigen Abgrenzung zwischen dem unternehmensspeziellen und dem allgemeinen Unternehmensrisiko ist das gesamte Unternehmensrisiko einheitlich entweder in Form der Sicherheitsäquivalenzmethode durch einen Abschlag vom Erwartungswert der finanziellen Überschüsse oder durch einen Risikozuschlag zum risikolosen Zinssatz (Basiszinssatz) zu berücksichtigen.

(66) National und international geht die Tendenz dahin, die Risikozuschlagsmethode anzuwenden. Im Folgenden wird daher von der Risikozuschlagsmethode ausgegangen.

Zur Berücksichtigung des Risikos bei der Bewertung eines Unternehmens ist daher nach KFS BW 1 der Basiszinsfuß und der Risikozuschlag zu bestimmen.

3. Die Ermittlung des Basiszinsfußes

3.1 Bestimmung des Basiszinsfußes nach KFS BW 1

Nach KFS BW 1 Tz 68 soll der Basiszinsfuß wie folgt bestimmt werden:

(68) Bei der Bestimmung des Basiszinssatzes ist von einer risikolosen Kapitalmarktanlage auszugehen. Der Basiszinssatz kann unter Berücksichtigung der Laufzeitäquivalenz zum zu bewertenden Unternehmen aus der zum Bewertungsstichtag gültigen Zinsstrukturkurve abgeleitet werden. Alternativ kann die am Bewertungsstichtag bestehende Effektivrendite einer Staatsanleihe mit einer Laufzeit von 10 bis 30 Jahren herangezogen werden.

KFS BW 1 lässt somit zwei Alternativen zu: Die Ableitung des Basiszinsfußes unter Berücksichtigung der Laufzeitäquivalenz aus der Zinsstrukturkurve oder die Verwendung der Effektivrendite einer Staatsanleihe mit einer Laufzeit von 10 bis 30 Jahren.

Die Ableitung des Basiszinsfußes aus der Zinsstrukturkurve entspricht der theoriegerechten Vorgangsweise (vgl. u.a. Gebhardt/Daske 2005: 649-655). Sie ist allerdings in der Herleitung und Handhabung aufwendiger als die Heranziehung der Rendite einer Staatsanleihe, die aus den entsprechenden Veröffentlichungen (z.B. Österreichische Kontrollbank, Deutsche Bundesbank) einfach entnommen werden kann. Allerdings erhebt sich die Frage, ob die Verwendung der Rendite einer Staatsanleihe eine akzeptable Näherung zur theoriegerechten Ableitung des Basiszinsfußes aus der Zinsstrukturkurve darstellt. Die durch das Fachgutachten angebotenen Alternativen werden daher im Folgenden näher untersucht.

3.2 Spot Rates (Zerobond-Renditen) als Grundlage für den Basiszinsfuß

Der Unternehmenseigner erhält i.d.R. für einen unbegrenzten Zeitraum finanzielle Überschüsse aus dem Unternehmen. Die künftige Wiederveranlagung der Überschüsse aus dem Unternehmen sollte in der Bewertung nicht explizit berücksichtigt werden müssen. Für die Alternativanlage muss aus Äquivalenzüberlegungen, die in diesem Fall als Laufzeitäquivalenz bezeichnet wird, das Gleiche gelten (zu den Äquivalenzprinzipien vgl. Ballwieser 2004: 82). Basiszinsfüße sind laufzeitäquivalent, wenn auf sog. „Spot Rates“ abgestellt wird. Die Spot Rate für eine bestimmte Laufzeit entspricht der Rendite einer Nullkuponanleihe, d.h. einer Anleihe ohne zwischenzeitliche Zinszahlung. Bei einer nicht flachen Zinskurve repräsentiert die Spot Rate einen periodenspezifischen Zinssatz für die Veranlagung von finanziellen Mitteln ohne zwischenzeitliche Zinszahlung (vgl. Drukarczyk 2003: 353; Gebhardt/Daske 2005: 650).

3.3 Ermittlung der Spot Rates auf Grundlage der Zinsstrukturkurve

Die Zinsstrukturkurve zeigt den Zusammenhang zwischen den Zinssätzen und Laufzeiten von Anleihen. Die Zinsstrukturkurve für risikolose Nullkuponanleihen (ohne Kreditausfallrisiko) wäre am Anleihenmarkt direkt beobachtbar, wenn risikolose Nullkuponanleihen für jede Laufzeit notieren würden. In der Realität existiert am Anleihenmarkt jedoch nur eine geringe Anzahl solcher Anleihen, sodass nur wenige Beobachtungspunkte zur Verfügung stehen. Die Zinsstrukturkurve muss daher in der Praxis unter Rückgriff auf (als nahezu risikolos einstufbare) Staatsanleihen mit laufender Zinszahlung (Kuponanleihen) geschätzt werden.

Eine anerkannte Methode zur Schätzung der Zinsstrukturkurve für Nullkuponanleihen aus den Renditen von Kuponanleihen ist die Schätzmethode nach Svensson (siehe dazu Deutsche Bundesbank 1997: 61; Obermaier 2006: 472). Der Zinssatz (Spot Rate) wird als Funktion von insgesamt sechs Parametern definiert:

$$z(n, \beta, \tau) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - e^{-n/\tau_1}}{n/\tau_1} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-n/\tau_1}}{n/\tau_1} - e^{-n/\tau_1} \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{-n/\tau_2}}{n/\tau_2} - e^{-n/\tau_2} \right)$$

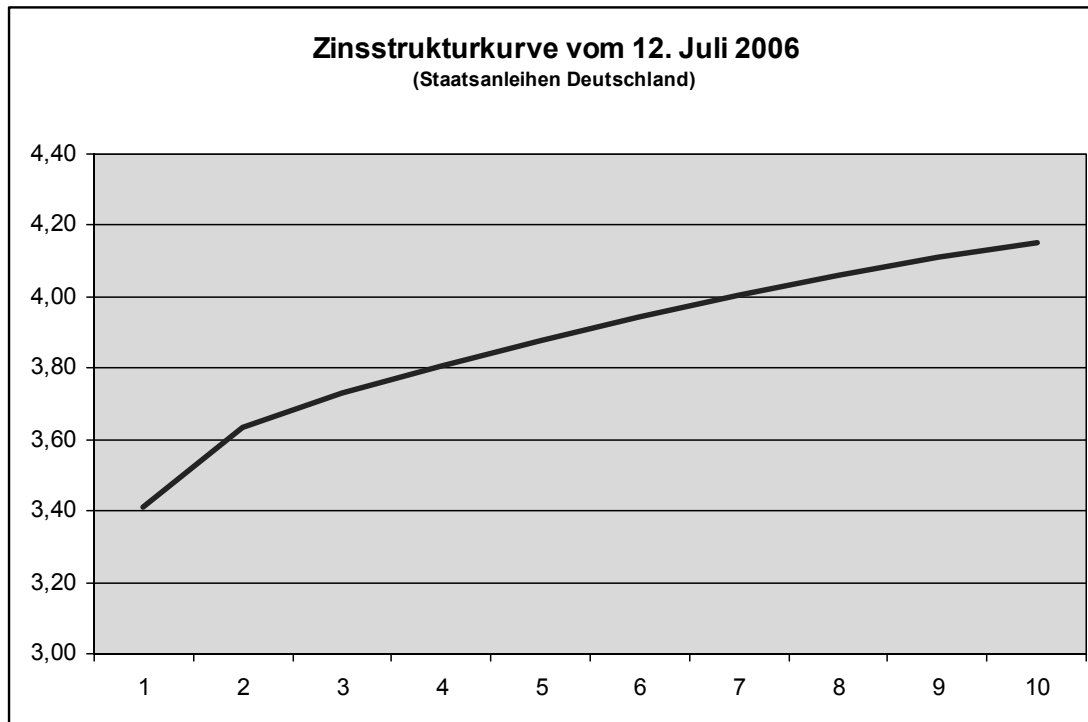
$z(n, \beta, \tau)$ ist der Zinssatz (Spot Rate) für die Laufzeit n als Funktion der Parametervektoren $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3)$ und $\tau = (\tau_1, \tau_2)$.

Die Österreichische Kontrollbank veröffentlicht zwar die Zinsstrukturkurve, nicht jedoch die Parametervektoren. Die Deutsche Bundesbank veröffentlicht hingegen täglich die Zinsstrukturkurve und die dazu gehörenden Parametervektoren. Aus den von der Deutschen Bundesbank für den 12. Juli 2006 veröffentlichten Parametern

$$\beta_0 = 4,61556 \quad \beta_1 = -2,12068 \quad \beta_2 = 0,00004 \quad \beta_3 = -1,90925 \quad T_1 = 0,45600 \quad T_2 = 2,00926$$

ergeben sich für die einzelnen Laufzeiten (in Jahren) folgende Zinssätze (Spot Rates) z :

Jahre	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
z	3,41	3,63	3,73	3,81	3,88	3,94	4,01	4,06	4,11	4,15

Abbildung: Zinsstrukturkurve vom 12. Juli 2006 (Staatsanleihen Deutschland)

Die von der Deutschen Bundesbank veröffentlichten Spot Rates erstrecken sich nur auf Laufzeiten bis zu zehn Jahren. Unternehmensbewertungen werden jedoch i.d.R. längere bzw. häufig auch unendliche Betrachtungszeiträume zugrunde gelegt. Unter Verwendung der angegebenen Parametervektoren kann die Zinsstrukturkurve (rechnerisch) verlängert werden. Daraus errechnet sich folgender weiterer Verlauf:

Jahre	15	20	30	40	50	100	200	250	∞
z	4,30	4,38	4,46	4,50	4,52	4,57	4,59	4,60	4,61595

Wie aus der Tabelle ersichtlich konvergiert die Zinsstrukturkurve gegen den Parameterwert von β_0 .

Die nach Svensson geschätzten Spot Rates sind grundsätzlich zeitkontinuierliche (stetige) Renditen bzw. Zinssätze. Für die Bewertung von Unternehmen werden jedoch diskrete Zinssätze benötigt, da im Bewertungskalkül unterstellt wird, dass die zu diskontierenden Cash-flows jeweils am Periodenende anfallen (dazu grundlegend Swoboda 1992: 82). Zwischen den stetigen Zinssätzen z_s und den diskreten Zinssätzen z_d besteht folgender Zusammenhang (Jonas/Wieland-Blöse/Schiffarth 2005: 647):

$$z_d = e^{z_s(n, \beta, \tau)} - 1$$

Wie Reese/Wiese kürzlich aufgezeigt haben, verwendet die Deutsche Bundesbank die Diskontierungsfunktion abweichend von der Vorgangsweise in Svensson, sodass die Heranziehung der so errechneten Parameter direkt zu diskreten, für die Unternehmensbewertung zu verwendenden

Renditen führt (Reese/Wiese 2006: 11). Für das vorliegende Beispiel bedeutet dies, dass eine Umrechnung der Spot Rates von stetig auf diskret nicht mehr erforderlich ist.

3.4 Spot Rates als periodenspezifische Basiszinsfüße

Bei der Unternehmensbewertung wird der Prognosezeitraum für die zukünftigen finanziellen Überschüsse in der Praxis üblicherweise in zwei Phasen geteilt (Phasen-Methode). Für die erste Phase werden die Cash-flows auf Basis einer detaillierten Planungsrechnung prognostiziert (KFS BW 1 Tz 53 ff). Dieser Detailprognosezeitraum umfasst i.d.R. drei bis fünf Jahre und reicht bis zum sog. Planungshorizont. Für die zweite Phase werden im Allgemeinen gleich bleibende oder konstant wachsende finanzielle Überschüsse angenommen.

Bei Ableitung aus der Zinsstrukturkurve müssten daher jedenfalls in der ersten Phase periodenspezifische Basiszinsfüße verwendet werden. Dies gilt bei nicht flacher Zinskurve grundsätzlich auch für die zweite Phase. Im Hinblick auf die für diese Phase unterstellte konstante Cash-flow-Entwicklung können allerdings die Spot Rates für diesen Zeitraum unter bestimmten Annahmen in einen einheitlichen Basiszinsfuß umgerechnet werden. In der Bewertungspraxis besteht ein Bedürfnis zur Verwendung eines einheitlichen, im Zeitablauf konstanten Basiszinsfußes auch für die erste Phase. Das im folgenden Abschnitt dargestellte Verfahren zur Transformation periodenspezifischer Spot Rates in einen einheitlichen Basiszinsfuß erstreckt sich daher auf den gesamten Prognosezeitraum.

3.5 Einheitlicher Basiszinsfuß nach dem AKU

Der IDW Standard „Grundsätze zur Durchführung von Unternehmensbewertungen“ (IDW S 1) aus 2005 verweist bei der Ermittlung des Basiszinsfußes ebenso wie KFS BW 1 auf die Zinsstrukturkurve (IDW 2005: 1315). Der Arbeitskreis Unternehmensbewertung (AKU) des Instituts der Wirtschaftsprüfer (IDW), nunmehr Fachausschuss für Unternehmensbewertung und Betriebswirtschaft (FAUB), leitet vor diesem Hintergrund aus der Zinsstrukturkurve einen einheitlichen Basiszinsfuß unter folgenden Annahmen ab: Die Zinsstrukturkurve wird unter Verwendung der von der Deutschen Bundesbank veröffentlichten Parametervektoren rechnerisch auf eine Laufzeit von 249 Jahren verlängert. Aus den Zinsstrukturkurven der letzten 3 Monate wird quartalsweise eine durchschnittliche Zinsstrukturkurve berechnet. Die so berechneten Spot Rates werden als stetig betrachtet und daher in diskrete Zinssätze umgerechnet. Mit den Spot Rates dieser durchschnittlichen Zinsstrukturkurve wird ein Zahlungsstrom von 100, der 249 Perioden mit einer konstanten Wachstumsrate von 1% wächst, diskontiert. Danach wird jener einheitliche Basiszinsfuß ermittelt, der als Diskontierungssatz denselben Barwert des beschriebenen Zahlungsstroms ergibt. Der AKU veröffentlicht den einheitlichen Basiszinsfuß in den Fachnachrichten des IDW, die nur den Mitgliedern des IDW zugänglich sind.

Die Vorgangsweise des AKU wird im Folgenden anhand eines Beispiels veranschaulicht. Dabei wird vereinfachend auf die Zinsstrukturkurve vom 12.7.2006 abgestellt (und nicht wie beim AKU ein Durchschnitt der letzten drei Monate verwendet). Weiters wird auf Basis der Ausführungen

von Reese/Wiese (2006: 11) davon ausgegangen, dass die Verwendung der von der Deutschen Bundesbank veröffentlichten Parametervektoren bereits direkt zu diskreten Renditen führt. Daher wird auf die vom AKU durchgeführte Umrechnung von stetig auf diskret verzichtet.

Periode	1	2	3	249
Zahlungsstrom	101	102,01	103,03	1.191,30
z_d	3,41	3,63	3,73	4,60

Durch Diskontierung des über 249 Jahre reichenden Zahlungsstroms mit den diskreten Zinssätzen erhält man einen Barwert von 2.912,43. Der einheitliche Basiszinsfuß r_e wird dann aus der Gleichung

$$\sum_{t=1}^{250} \frac{100 \cdot (1 + 0,01)^t}{(1 + z_{d,t})^t} = 2.912,43$$

abgeleitet und mittels Wachstumsmodells wie folgt bestimmt:

$$2.912,43 = \frac{101}{r_e - 0.01} \rightarrow r_e = 0,0447 \text{ bzw. } 4,47\%$$

Der AKU bricht die Berechnungen nach 249 Perioden ab, weil die Folgeperioden durch die Diskontierung keinen wesentlichen Einfluss auf den Barwert der Zahlungsüberschüsse haben.

Im Folgenden wird noch der Einfluss der Wachstumsrate der Zahlungsüberschüsse auf den einheitlichen Basiszinsfuß untersucht:

Wachstumsrate in %	Basiszinssatz in %
0	4,43
1	4,47
2	4,51
3	4,58

In der Bewertungspraxis wird in der zweiten Phase der Bewertung i. Allg. mit Wachstumsraten bis zu 2% gearbeitet. Die Berechnungen zeigen, dass sich im Beispiel für diese Bandbreite an Wachstumsraten nur unwesentliche Unterschiede im einheitlichen Basiszinsfuß ergeben. Dies gilt umso mehr, als der AKU den errechneten Basiszinsfuß jeweils auf ¼-Prozentpunkte rundet.

3.6 Vergleich mit Renditen langfristiger Staatsanleihen

Nach KFS BW 1 kann als Alternative zur Ableitung des Basiszinsfußes aus der Zinsstrukturkurve die Rendite einer Staatsanleihe mit einer Laufzeit von 10 bis 30 Jahren herangezogen werden. Im Folgenden wird für das obige Beispiel überprüft, inwieweit sich daraus brauchbare Näherungen zur theoretisch richtigen Vorgangsweise ergeben. Als Maßstab wird der auf Basis des AKU-Modells mit den oben beschriebenen Modifikationen aus der Zinsstrukturkurve zum 12. 7. 2006 und zum 3. 8. 2006 abgeleitete einheitliche Basiszinsfuß herangezogen. Da dieser einheitliche

Basiszinsfuß anhand der von der Deutschen Bundesbank veröffentlichten Parametervektoren berechnet wurde, können zum Vergleich nur die Renditen von Deutschen Staatsanleihen herangezogen werden:

Laufzeit	Rendite in % 12.7.2006	Rendite in % 3.8.2006
10 Jahre	4,03	3,92
30 Jahre	4,35	4,43

Bei einer angenommenen konstanten Wachstumsrate der Zahlungsströme von 1% ergibt sich nach dem AKU-Modell für den Stichtag 12.7.2006 (3.8.2006) ein einheitlicher Basiszinsfuß von 4,47% (4,36%). Die Rendite einer 10-jährigen Staatsanleihe betrug hingegen zum 12.7.2006 (3.8.2006) lediglich 4,03% (3,92%), die Rendite der 30-jährigen Staatsanleihe 4,35% (4,43%). Unter den gegebenen Annahmen kann daher die Rendite einer 30-jährigen Staatsanleihe unseres Erachtens als akzeptable Näherung für den Basiszinsfuß angesehen werden.

Vergleicht man den nach AKU errechneten einheitlichen Basiszinsfuß mit den Spot Rates für unterschiedliche Laufzeiten, zeigt sich, dass die Spot Rate für eine Laufzeit von 30 Jahren zu beiden Stichtagen dem einheitlichen Basiszinsfuß nach der AKU-Methode nahezu entspricht. So beläuft sich zum 12.7.2006 (3.8.2006) die Spot Rate für eine 30-jährige (hypothetische) Nullkuponanleihe auf 4,46% (4,31%), während der einheitliche Basiszinssatz nach AKU 4,47% (4,36%) beträgt.

3.7 Verwendung von Daten des deutschen Kapitalmarkts

Die dargestellten Berechnungen basierten auf kostenlosen Informationen über Parametervektoren zur Zinsstrukturkurve auf dem deutschen Kapitalmarkt. Der Bewerter in Österreich steht vor dem Problem, über keine kostenlosen Informationen zu den Parametervektoren für Österreich zu verfügen. Aus folgenden Gründen wird vorgeschlagen, bei Bewertungen in Österreich auf deutsche Kapitalmarktdaten zurück zu greifen:

1. Es besteht kein Währungsrisiko.
2. Der Unterschied zwischen den Renditen von Staatsanleihen in Österreich und Deutschland ist gering.
3. Da die Renditen der deutschen Staatsanleihen etwas niedriger als jene der österreichischen Staatsanleihen sind, repräsentieren sie eine bessere Näherung für den risikolosen Basiszinsfuß (Fischer 2000: 317).

Dem Vorschlag des AKU, die durchschnittliche Zinsstrukturkurve der letzten drei Monate zur Berechnung des einheitlichen Basiszinsfußes heranzuziehen, kann jedoch nicht gefolgt werden. Diese Vorgangsweise verstößt gegen das Stichtagsprinzip, das auch im Fachgutachten KFS BW 1 festgelegt ist.

4. Die Ermittlung des Risikozuschlags

4.1 Der Risikozuschlag nach KFS BW 1

Nach KFS BW 1 Tz 69 bis 73 soll der Risikozuschlag wie folgt bestimmt werden:

(69) Für die konkrete Höhe des Risikozuschlags sind auf dem Markt beobachtete Risikoprämien geeignete Ausgangsgrößen, die den speziellen Gegebenheiten des Bewertungsobjekts und des Bewertungsobjekts anzupassen sind. Eine Anpassung in der Vergangenheit beobachteter Risikoprämien hat zu erfolgen, wenn für die Zukunft Veränderungen erwartet werden.

(70) Marktorientierte Risikozuschläge können auf Grundlage des Capital Asset Pricing Model (CAPM) oder auf Grund anderer kapitalmarktorientierter Methoden ermittelt werden. Auf Basis des CAPM ergibt sich der Risikozuschlag für das zu bewertende Unternehmen durch Multiplikation der Marktrisikoprämie mit dem unternehmensindividuellen Beta-Faktor. Marktrisikoprämien und unternehmensindividuelle Beta-Faktoren werden von Finanzdienstleistern erhoben bzw. können einschlägigen Publikationen entnommen werden. Bei der Bewertung nicht börsennotierter Unternehmen können vereinfachend Beta-Faktoren bzw. Risikoprämien für vergleichbare Unternehmen oder für Branchen herangezogen werden.

(71) Risikoprämien nach dem CAPM erfassen das Geschäftsrisiko (Business Risk) und das Kapitalstrukturrisiko (Financial Risk). Der Beta-Faktor für ein verschuldetes Unternehmen ist höher als jener für ein unverschuldetes Unternehmen, weil er auch das Kapitalstrukturrisiko berücksichtigt. Veränderungen in der Kapitalstruktur erfordern daher eine Anpassung der Risikoprämie.

(72) Die Angemessenheit der auf Basis des CAPM ermittelten Risikoprämie für das konkret zu bewertende Unternehmen ist vom Wirtschaftstreuhandler zu würdigen; allenfalls sind Anpassungen vorzunehmen.

(73) Wird der Risikozuschlag nach dem CAPM bestimmt, repräsentiert der Kapitalisierungszinssatz die Eigenkapitalkosten (Renditeforderung der Eigenkapitalgeber).

Wesentliche Aussagen des Fachgutachtens KFS BW 1 zum Risikozuschlag sind somit, dass „am Markt beobachtete Risikoprämien geeignete Ausgangsgrößen“ sind und dass diese Risikoprämie „auf Grundlage des Capital Asset Pricing Model (CAPM) oder auf Grund anderer kapitalmarktorientierter Methoden ermittelt werden“ können. Damit wurde im Fachgutachten KFS BW 1 eine entscheidende Wendung zur kapitalmarktorientierten Bewertung vollzogen, die in der Literatur seit längerem vorherrscht und mittlerweile auch in der Rechtsprechung (vgl. Bachl 2006: 35) sowie in der Bewertungspraxis zu beobachten ist. Die Ermittlung des Risikozuschlags erfolgt i. Allg. über das CAPM. Im Folgenden wird dies unterstellt.

4.2 Der Risikozuschlag auf Basis des CAPM

4.2.1 Theoretische Grundlagen

Das CAPM ist ein Gleichgewichtsmodell, das folgenden Zusammenhang zwischen der erwarteten Rendite eines riskanten Wertpapiers und seinem Risiko herstellt (vgl. a.u. Steiner/Uhlir 2000: 186; Fischer 2002: 71; Kruschwitz 2004: 169):

$$r_j = i_r + \beta_j \cdot [r_m - i_r]$$

- r_j = Erwartete Rendite des riskanten Wertpapiers j
- i_r = Rendite risikoloser Kapitalanlagen (risikoloser Zinsfuß)
- β_j = Beta-Faktor als Maß für das systematische Risiko des Wertpapiers j
- r_m = Erwartete Rendite des Marktportefeuilles (Marktrendite)

Die Differenz $[r_m - i_r]$ wird Marktrisikoprämie genannt. Der Ausdruck $\beta_j \cdot [r_m - i_r]$ repräsentiert den Risikozuschlag.

Der Beta-Faktor gibt das Verhältnis zwischen systematischem Risiko eines riskanten Wertpapiers und Risiko des Marktportefeuilles an. Das systematische Risiko stellt – im Gegensatz zum unsystematischen Risiko – jenes Risiko eines Wertpapiers dar, das durch Portefeuillebildung nicht eliminiert werden kann. Da die nach CAPM ermittelte Rendite nur eine Abgeltung des systematischen Risikos enthält, wird ein diversifizierter Investor unterstellt.

Das riskante Wertpapier kann der Anteil an einem zu bewertenden Unternehmen sein. In diesem Fall entspricht die nach CAPM ermittelte Rendite der Renditeforderung der Eigenkapitalgeber bzw. den Eigenkapitalkosten bzw. dem Kapitalisierungszinssatz (Kuhner/Maltry 2006: 166).

4.2.2 Benötigte Informationen

Zur Ermittlung des Risikozuschlags nach KFS BW 1 auf Grundlage des CAPM benötigt der Bewerter Informationen über die Marktrisikoprämie und den Beta-Faktor.

Kostenlose Informationen über die Marktrisikoprämie in Österreich können bei Damodaran über die Internetadresse <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/> bezogen werden. Die Marktrisikoprämie für Österreich und auch für Deutschland wird von Damodaran derzeit mit 4,80% geschätzt.

Für börsennotierte Unternehmen können Beta-Faktoren kostenlos über Internetseiten u.a. der Bank Austria-Creditanstalt oder der Wiener Börse abgerufen werden. Für nicht börsennotierte Unternehmen schlägt KFS BW 1 vor, Beta-Faktoren vergleichbarer Unternehmen oder Branchen-Betas zur verwenden. Branchen-Betas können kostenlos wiederum bei Damodaran über <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/> erhoben werden.

4.2.3 Anpassung der Risikoprämie

Wie im KFS BW 1 ausgeführt, setzt sich die Risikoprämie nach CAPM aus dem Geschäftsrisiko (Business Risk) und dem Kapitalstrukturrisiko (Financial Risk) zusammen. Eine Veränderung der Kapitalstruktur beeinflusst die Risikoprämie in der Form, dass eine zunehmende Verschuldung den Beta-Faktor und damit die Risikoprämie erhöht.

Ist der Beta-Faktor β_v eines verschuldeten Unternehmens bekannt, dann kann mittels der üblichen Modigliani-Miller-Anpassung der Beta-Faktor β_u eines unverschuldeten Unternehmens ermittelt werden:

$$\beta_u = \frac{\beta_v}{1 + (1 - s) \cdot \frac{FK}{EK}}$$

Dabei bezeichnet s den Steuersatz für die Unternehmenssteuern (in Österreich: KöSt), FK den Marktwert des Fremdkapitals und EK den Marktwert des Eigenkapitals (zu Anpassungsformeln s. u.a. Wallmaier 1999: 1473). Ist β_u bekannt, kann für jeden Verschuldungsgrad β_v errechnet werden:

$$\beta_v = \beta_u \cdot \left[1 + (1 - s) \cdot \frac{FK}{EK} \right]$$

Sind nicht an der Börse notierte Unternehmen zu bewerten, können z.B. die von Damodaran veröffentlichten Branchen-Betas für unverschuldete Unternehmen („unlevered betas“) herangezogen werden. Mittels obiger Anpassungsformel kann dann der Beta-Faktor des gewünschten Verschuldungsgrades („levered beta“) ermittelt werden. Zu beachten ist, dass der Verschuldungsgrad in Marktwerten zu messen ist.

4.2.4 Berücksichtigung der Besteuerung

Auf Grundlage des CAPM wird die Renditeforderung der Eigenkapitalgeber bzw. der Kapitalisierungszinssatz nach Körperschaftsteuer, jedoch vor persönlicher Einkommensteuer ermittelt. Das Fachgutachten KFS BW 1 enthält hingegen den Grundsatz, die zu diskontierenden Zahlungsströme und den Kapitalisierungszinsfuß sowohl nach Unternehmenssteuern als auch nach persönlichen Steuern zu bestimmen (siehe dazu KFS BW 1 Tz. 27 ff).

Bei der Bewertung von Kapitalgesellschaften kann nach KFS BW 1 vereinfachend auf die Berücksichtigung der persönlichen Besteuerung verzichtet werden (KFS BW 1, Tz 80). Die nach CAPM ermittelten Risikozuschläge können in diesem Fall ohne Berücksichtigung der persönlichen Besteuerung verwendet werden.

Im Gegensatz dazu sieht das deutsche Fachgutachten IDW S 1 die Anwendung des Tax-CAPM vor, welches „das Standard-CAPM um die explizite Berücksichtigung der Wirkungen persönlicher Ertragsteuern erweitert“ (IDW S 1, Tz 129) (zum Tax-CAPM vgl. Jonas/Löffler/Wiese 2004: 898). Voraussetzung für die Anwendung des Tax-CAPM ist die Kenntnis der Marktrisikoprämie nach

persönlichen Steuern. Stehle hält auf Basis seiner empirischen Erhebungen für den deutschen Kapitalmarkt unter Berücksichtigung zukünftig erwarteter Diversifikationseffekte eine Marktrisikoprämie nach Steuern von 5,5% für vertretbar (Stehle 2004: 921). Der Arbeitskreis „Unternehmensbewertung“ (AKU) des IDW hält es für sachgerecht, für Bewertungsstichtage ab dem 31.12.2004 eine Marktrisikoprämie vor persönlichen Steuern in Höhe von 4,0% bis 5,0% bzw. nach persönlichen Steuern in Höhe von 5,0% bis 6,0% zu verwenden.

Für Einzelunternehmen und Personengesellschaften sind nach KFS BW 1 die finanziellen Überschüsse nach Einkommensteuer mit der Alternativrendite nach persönlichen Ertragsteuern zu kapitalisieren. In diesen Fällen müssen auch nach KFS BW 1 die Renditen bzw. Risikozuschläge nach CAPM in Werte nach persönlicher Einkommensteuer umgerechnet werden. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Dividenden der persönlichen Einkommensteuer (KESt) unterliegen und die Kursgewinne in der Regel als steuerfrei angenommen werden (KFS BW 1, Tz 81). Damit die Umrechnung durchgeführt werden kann, müssten allerdings die Marktrendite und der Anteil der Dividendenrendite oder der Kursgewinnrendite an der Marktrendite bekannt sein. Verlässliche Untersuchungen für Österreich liegen jedoch derzeit nicht vor.

Alternativ könnte bei der Bewertung von Einzelunternehmen und Personengesellschaften nach KFS BW 1 auf die für Deutschland geschätzte Marktrisikoprämie nach persönlichen Steuern abgestellt werden. Dies erscheint zwar wegen der unterschiedlichen Besteuerung von Kapitalerträgen in Österreich und Deutschland nicht unproblematisch, könnte jedoch zumindest als grobe Näherung angesehen werden.

5. Zusammenfassung

Nach KFS BW 1 kann der Basiszinsfuß unter Beachtung der Laufzeitäquivalenz aus der Zinsstrukturkurve abgeleitet werden. Alternativ kann die Effektivrendite einer Staatsanleihe mit einer Laufzeit von 10 bis 30 Jahren herangezogen werden. Ein rechnerischer Vergleich dieser Varianten hat für aktuelle Bewertungsstichtage ergeben, dass die Effektivrendite einer Staatsanleihe mit einer Laufzeit von 30 Jahren eine bessere Näherung für den Basiszinsfuß liefert als die Rendite einer 10-jährigen Anleihe. Die Berechnungen basieren auf kostenlosen Informationen über Parametervektoren zur Zinsstrukturkurve auf dem deutschen Kapitalmarkt. Das Datenmaterial für den deutschen Kapitalmarkt erscheint u.a. wegen des fehlenden Währungsrisikos und der nur geringen Zinsdifferenz auch für Österreich verwendbar. Dem Vorschlag des AKU, die durchschnittliche Zinsstrukturkurve der letzten drei Monate zur Berechnung des einheitlichen Basiszinsfußes heranzuziehen, kann aufgrund des damit verbundenen Verstoßes gegen das Stichtagsprinzip nicht gefolgt werden.

KFS BW 1 sieht am Markt beobachtete Risikoprämien als geeignete Ausgangsgrößen für die konkrete Höhe des Risikozuschlags. Diese marktorientierten Risikozuschläge werden i. Allg. über das CAPM bestimmt. Die dazu benötigten Informationen wie Marktrisikoprämien und Beta-Faktoren können einschlägigen Publikationen entnommen oder von Finanzdienstleistern erworben werden. Die nach CAPM ermittelten Renditen bzw. Risikozuschläge sind Renditen bzw. Risikozuschläge vor persönlicher Einkommensteuer. Als Vereinfachung sieht KFS BW 1 vor, bei

der Bewertung von Kapitalgesellschaften auf die Berücksichtigung persönlicher Besteuerung zu verzichten. Demgegenüber verlangt das deutsche Fachgutachten IDW S 1 generell die Anwendung des Tax-CAPM.

Bei der Bewertung von Einzel- und Personengesellschaften sind auch nach KFS BW 1 die Risikoprämien nach CAPM auf Risikozuschläge nach persönlicher Einkommensteuer umzurechnen. Da entsprechende Erhebungen für den österreichischen Kapitalmarkt nicht vorliegen, bietet sich hier ein Rückgriff auf die für Deutschland erhobenen Marktrisikoprämien nach persönlicher Einkommensteuer an, die allerdings aufgrund der unterschiedlichen Besteuerungssituation nur als Näherung angesehen werden können.

Literaturverzeichnis

Bachl, Robert (2006): Unternehmensbewertung in der gesellschaftsrechtlichen Judikatur. Wien: LexisNexis.

Ballwieser, Wolfgang (2004): Unternehmensbewertung. Stuttgart: Pöschl

Deutsche Bundesbank (1997): Schätzung von Zinsstrukturkurven, Monatsbericht Oktober.

Drukarczyk, Jochen (2003): Unternehmensbewertung. München: Vahlen.

Fischer, Edwin (2000): Die relevanten Kalkulationszinssätze in der Unternehmensbewertung aus der Sicht der Kapitalmarktforschung. In: Österreichische Zeitschrift für Recht und Rechnungswesen Nr. 10.

Fischer, Edwin (2002): Finanzwirtschaft für Fortgeschrittene. München-Wien: R. Oldenbourg.

Gebhardt, Günther / Daske, Holger (2005): Kapitalmarktorientierte Bestimmung von risikofreien Zinssätzen für die Unternehmensbewertung. In: Die Wirtschaftsprüfung Nr. 12.

IDW (2005): IDW Standard: Grundsätze zur Durchführung von Unternehmensbewertungen (IDW S 1). In: Die Wirtschaftsprüfung, Nr. 23.

Kruschwitz, Lutz (2004): Finanzierung und Investition. München Wien: R. Oldenbourg.

Kuhner, Christoph / Maltry, Helmut (2006): Unternehmensbewertung. Berlin Heidelberg: Springer.

Jonas, Martin / Löffler, Andreas / Wiese, Jörg (2004): Das CAPM mit deutscher Einkommensteuer. In: Die Wirtschaftsprüfung Nr. 17.

Jonas, Martin / Wieland-Blöse, Heike / Schiffarth, Stefanie (2005): Basiszinssatz in der Unternehmensbewertung. In: Finanz Betrieb Nr. 10.

Obermaier, Robert (2006): Marktorientierte Bestimmung des Basiszinssfußes in der Unternehmensbewertung. In: Finanz Betrieb Nr. 7-8.

Reese, Raimo / Wiese, Jörg (2006): Die kapitalmarktorientierte Ermittlung des Basiszinseszinses für die Unternehmensbewertung. Arbeitspapier des Seminars für Rechnungswesen und Prüfung der Ludwig-Maximilians-Universität München (Version vom 14.8.2006).

Steiner, Peter / Uhlir, Helmut (2001): Wertpapieranalyse. Heidelberg: Physica-Verlag.

Swoboda, Peter (1992): Investition und Finanzierung. Göttingen: Vandenhoeck und Ruprecht.

Wallmeier, Martin (1999): Kapitalkosten und Finanzierungsprämissen. In: Zeitschrift für Betriebswirtschaft Jg. 69.

Cashflow-Modellierung: Am Beispiel der Telekom Austria AG

Abstract

In dieser Arbeit werden in Kooperation der FH des bfi Wien mit der Telekom Austria AG mögliche Ansätze zur Cashflow-Modellierung vorgestellt. Dabei kommt das Konzept des Value-at-Risk (VaR) zum Einsatz. Das Risikomaß für die Cashflow-Modellierung heißt folglich Cashflow-at-Risk (CfaR), der die Abweichung vom Planwert mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit darstellt. Prinzipiell gibt es zwei Ansätze für die Berechnung des CfaR: Beim Bottom-up-Ansatz wird versucht, alle Risiken zu identifizieren und anschließend zu aggregieren. Beim Top-down-Ansatz wird die Entwicklung des Gesamtcashflows auf einer Metaebene mittels Regression basierend auf historischen Cashflowzeitreihen prognostiziert.

In this paper possible approaches for the cashflow-modelling will be introduced. These approaches were developed by the University of Applied Sciences BFI Vienna together with Telecom Austria AG. The Value-at-Risk concept will be used. The risk measure for cashflow-modelling is called Cashflow-at-Risk (CfaR), which describes the deviation with a certain probability from its expected value. In principle there are two approaches for calculating the CfaR: The bottom-up approach identifies and aggregates all risk factors to one CfaR-value and the top-down approach uses historical cashflow-data for predicting the future cashflow with statistical regression.

1. Einleitung

Das Management von Risiken ist mittlerweile nicht mehr auf Finanzdienstleister beschränkt sondern auch Industrie-, Handels- und Dienstleistungsunternehmen sind gefordert, geeignete Risikomanagementsysteme zu implementieren. Das Projekt mit der Telekom Austria AG hat zum Ziel, die zukünftige Verteilung des Cashflows zu modellieren. Dabei kommt das Konzept des Value-at-Risk (VaR) zum Einsatz, das ursprünglich für die Messung des Marktrisikos bei Banken konzipiert wurde. Der VaR ist ein Risikomaß und stellt den höchsten Verlust dar, der mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit innerhalb eines bestimmten Zeitraums nicht überschritten wird. Analog dazu spricht man bei der Cashflow-Modellierung vom Cashflow-at-Risk (CfaR), der die maximale negative Abweichung vom Planwert mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit darstellt. Der mittel- bis langfristige Prognosehorizont beträgt beim CfaR in der Regel 3-24 Monate. Prinzipiell gibt es zwei Ansätze für die Berechnung des CfaR. Der erste Ansatz wird auch als Bottom-up-Ansatz bezeichnet. Bei dieser Methode werden die einzelnen Finanz- und Nicht-Finanzrisiken (z.B. Absatzmengen, Abschreibungen, Fremd-



Robert Schwarz
Bank Austria Creditanstalt¹



Thomas Happ
AKRON Management Holding²



Erich Stark
Telekom Austria AG

¹ Der Beitrag entstand im Rahmen der Tätigkeit an der Fachhochschule des bfi Wien.

² Der Beitrag entstand im Rahmen der Tätigkeit bei der Telekom Austria AG.

währungen) identifiziert und anschließend unter Berücksichtigung der Wahrscheinlichkeitsverteilung der Risikofaktoren und Abhängigkeiten mit Monte-Carlo-Simulationen zu einem unternehmensweiten Wert aggregiert. Beim zweiten Ansatz, dem Top-down-Ansatz, wird die Entwicklung des Gesamtcashflows auf einer Metaebene mittels Regression basierend auf historischen Cashflowzeitreihen prognostiziert. Dieser Ansatz ist nur dann zielführend, wenn das Unternehmen lediglich an einer Verteilung des zukünftigen Gesamtcashflows interessiert ist und eine Analyse der Einzelcashflows auf Faktorebene für Steuerungsmaßnahmen nicht notwendig ist.

In dieser Arbeit wird der Top-down-Ansatz mit den Cashflowdaten der Telekom Austria mit der fachlichen Unterstützung von Thomas Happ und Erich Stark von der Abteilung Group Finance in der Telekom Austria AG angewendet.

2. Konzept des Value-at-Risk

Der Value-at-Risk (VaR)³ ist ein Maß für das Marktrisiko eines Wertpapiers oder Portfolios und stellt den höchsten Verlust dar, der mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit (Konfidenzniveau) innerhalb eines bestimmten Zeitraums nicht überschritten wird. Ein 1-Tages VaR von 10 Mio. € mit einem Konfidenzniveau von 99% bedeutet, dass mit 99%-iger Wahrscheinlichkeit der Verlust eines Wertpapierportfolios innerhalb eines Tages nicht größer als 10 Mio. € ist. Das Konzept des VaR, das ursprünglich für das Marktrisiko konzipiert wurde und in den meisten Banken eingesetzt wird, kann auch auf andere Portfolios angewendet werden. Bei einem Kreditportfolio spricht man dann zum Beispiel von einem Credit Value-at-Risk (CVaR). Beim Cashflow-at-Risk (CfaR) wird aufgrund der Verteilung von möglichen zukünftigen Cashflow-Werten eine mögliche Reduktion des erwarteten operativen Cashflows im „worst-case“ Fall (meist 95% oder 99% Konfidenzintervall) innerhalb eines bestimmten Zeitraums berechnet. Es ist in weiterer Folge bei den verschiedenen CfaR-Modellen immer zu beachten, dass beim CfaR nicht der erwartete Cashflow im Vordergrund steht, sondern die möglichen Abweichungen von diesem Erwartungswert. Der große Unterschied zwischen VaR und CfaR (abgesehen davon, dass sich der VaR auf Veränderungen von Assetwerten und der CfaR auf Cashflows bezieht) ist der Zeitraum. Während beim VaR ein Zeitraum von max. einigen Wochen verwendet wird, wird der CfaR für einen Zeitraum von einem Vierteljahr bis 2 Jahren berechnet.

3. Modelle zur Messung des Cashflow-at-Risk

3.1. „Bottom up“-Ansatz⁴

Bei der „Bottom-up“-Methode werden die einzelnen Cashflow-Faktoren (Fremdwährungen, Zinsen, Absatzmengen usw.) identifiziert und aggregiert. Der erste Schritt ist folglich die Identifikation dieser Faktoren, was bei Finanzunternehmen, deren Cashflow hauptsächlich eine Funktion des Markt- und Kreditrisikos ist, noch relativ leicht ist, ist bei Nicht-Finanzunternehmen schwieriger zu handhaben, weil neben den Marktrisikofaktoren auch noch das Geschäftsrisiko

³ Für einen Überblick: Jorion P. (2000)

⁴ Siehe Duch J. (2006): S. 142-151

(z.B.: zukünftige Absatzmengen, makroökonomische Faktoren, Innovationen, Strategie usw.) einen maßgeblichen Einfluss auf den zukünftigen Cashflow haben. In der Identifizierung und Erstellung der Abhängigkeitsstrukturen dieser Nicht-Finanzrisiken besteht die große Schwierigkeit für die Bestimmung eines unternehmensweiten Cashflow-at-Risk. Die beiden wichtigsten Tools für die Messung von Unternehmensrisiken, CorporateMetrics™ und LongRun™ von der RiskMetricsGroup (siehe Abschnitt 6), zielen in erster Linie auf die Finanzrisiken ab, und auch die Literatur beschäftigt sich weitgehend mit diesen Risiken, die in den Finanzunternehmen bereits sehr gut gemessen und gesteuert werden können. Nach der Identifizierung der Cashflows der einzelnen Faktoren müssen sie innerhalb des Konzerns zu einem Cashflow-Wert aggregiert werden, was die zweite große Schwierigkeit mit sich bringt, nämlich die Berücksichtigung der Abhängigkeiten zwischen den einzelnen Faktoren. Hier muss man wiederum analog zum ersten Schritt zwischen Marktrisiko und Geschäftsrisiko unterscheiden. Im Marktrisiko ist die Ermittlung der gemeinsamen Verteilungen zwischen den Risikofaktoren gut möglich, falls genügend historische Zeitreihen zur Verfügung stehen, während beim Geschäftsrisiko sophisticatedere statistische Modelle (z.B. Regressionen, Preiselastizitäten) für die Modellierung der Abhängigkeiten angewendet werden müssen.

Vorteile des „Bottom up“-Ansatz:

- a) Berücksichtigung des firmenspezifischen (idiosynkratischen) Risikos
Wenn es möglich ist, alle Faktoren zu identifizieren, sind alle systematischen und unsystematischen Risikoelemente enthalten.
- b) Integrierte Risikomessung
Es ist möglich, die Auswirkungen auf den Gesamtcashflow bei Änderung eines Faktors zu analysieren (=Sensitivitätsanalysen).
- c) Steuerungsmaßnahmen
Es sind die Cashflow-Werte pro Faktor bekannt, deshalb können Steuerungsmaßnahmen auf der Faktorebene durchgeführt werden (z.B. Hedging).

Nachteile des „Bottom up“-Ansatz:

- a) Hohes Modellrisiko
Wie bereits oben beschrieben, ist es schwierig bis unmöglich, genügend Daten für die Schätzung der Parameter für alle Risikofaktoren zu erhalten.
- b) Wenn nicht alle Risikofaktoren ermittelt werden können, erfolgt eine Unterschätzung des aggregierten Cashflows.
- c) Sehr zeitaufwändig.

3.2. Top-down-Ansatz⁵

Beim Top-down-Ansatz wird die Entwicklung des Cashflows auf einer Metaebene basierend aufgrund der historischen Cashflow-Zeitreihe prognostiziert. Es fallen somit die Daten- und Aggregationsproblematik auf der Faktorebene weg, wobei allerdings auch die Informationen auf

⁵ Siehe Duch J. (2006): S. 152-166

dieser Ebene verloren gehen. Dieser Ansatz ist nur dann zielführend, wenn das Unternehmen lediglich an einer Verteilung des zukünftigen Gesamtcashflows interessiert ist und eine Analyse der Einzelcashflows auf Faktorebene für Steuerungsmaßnahmen nicht notwendig ist. Wenn man davon ausgeht, dass die Güte eines Prognosemodells steigt, je länger die historische Zeitreihe ist, liegt die Problematik beim Top-down-Ansatz auf der Hand. Angenommen ein Unternehmen bietet eine 5-jährige CF-Historie, dann gibt es fünf historische Datenpunkte für die Prognose der Verteilung des einjährigen Cashflows, was natürlich viel zu wenig ist. Stein et al. (siehe Stein et al. 2000) schlagen deshalb vor, ähnliche Nichtfinanz-Unternehmen zusammenzufassen und für jede Gruppe von Unternehmen (=Cluster) ein Prognosemodell zu erstellen. Für die Gruppierung der Unternehmen verwendet Stein folgende Unternehmenskennzahlen: die Marktkapitalisierung, die auf das Vermögen normierte Profitabilität (EBITDA/Vermögen), die Branche und die Aktienpreisvolatilität, wobei pro Merkmal zwischen drei Ausprägungen unterschieden wird, nämlich: gering, mittel und hoch. Die Unternehmen mit denselben Merkmalsausprägungen werden in eine Gruppe für die statistische Modellierung zusammengefasst, damit gibt es maximal 81 ($=3^4$) verschiedene Unternehmenscluster und 81 verschiedene Prognosemodelle.

Es wird zunächst für alle Unternehmen mit Hilfe eines autoregressiven Modells das zukünftige EBITDA/Vermögen⁶ geschätzt und die Abweichung vom tatsächlichen Wert berechnet (Anwendung von diesem Modell siehe Punkt 3.3). Anschließend werden diese Prognosefehler verwendet, um die zukünftige Verteilung der Abweichung der Cashflows vom Erwartungswert innerhalb einer Gruppe von ähnlichen Unternehmen zu berechnen. Die prognostizierte Cashflowverteilung ist eine Durchschnittsverteilung, d.h. wenn sich viele Unternehmen in einem Cluster befinden, wird im Gegensatz zum „Bottom-up“-Ansatz das firmenspezifische Risiko durch die Diversifizierung kaum berücksichtigt. Ob die Nichtberücksichtigung der idiosynkratischen Faktoren eine Verbesserung oder eine Verschlechterung des Prognosemodells darstellt, hängt davon ab, ob die firmenspezifischen Faktoren in der Vergangenheit auch für die Zukunft Gültigkeit haben oder nicht, d.h. ein zukünftiger Strategiewechsel von der Unternehmensführung wird in diesem Modell nicht berücksichtigt, wobei analysiert werden muss, ob ein solcher Strategiewechsel nicht lediglich den erwarteten Cashflow verändert und die potentiellen Abweichungen davon nicht tangiert sind.

Es ist nicht unbedingt notwendig, dass man sich zwischen den beiden Ansätzen entscheiden muss. Es ist auch möglich, dass man einen Ansatz ergänzend zum anderen einsetzt. So wäre es zum Beispiel möglich, dass man den CfaR für alle Cashflow-Faktoren mit dem „Bottom-up“-Ansatz ermittelt und für die Aggregation der einzelnen CfaRs zu einem unternehmensweiten CfaR wird der aus dem Top-down-Ansatz ermittelte Wert verwendet. Somit ist auch eine Überprüfung der Ergebnisse eines Ansatzes mit dem zweiten Ansatz und vice versa möglich.

3.3. Anwendung Top-Down-Ansatz

Folgende Tabellen zeigen die Prognosen für das nächste Quartal des normierten EBITDA (EBITDA/Asset) der Telekom Austria mit Prognosefehlern und zugehörigen Teststatistiken mit

⁶ Analog dazu kann auch der normierte operative Cashflow (CFO/Asset) verwendet werden.

einem autoregressiven Modell erster Ordnung AR(1). Bei einem autoregressiven Modell ist die abhängige Variable der zu prognostizierende Wert y_t zum Zeitpunkt t und die erklärenden (unabhängigen) Variablen sind vergangene Werte der Zeitreihe (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) (siehe Geyer A. 2002) zu den Zeitpunkten $t-1, t-2$ usw.. Man spricht von einem Modell erster Ordnung, wenn die Regressionsgleichung aus lediglich einer erklärenden Variable (y_{t-1}) besteht:

$$y_t = a_1 + a_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

a_1, a_2 Koeffizienten

ε_t Störterm oder weißes Rauschen

Für die Prognose des Wertes EBITDA/Asset im nächsten Quartal wird bei einem AR(1)-Modell lediglich der bereits bekannte Wert des letzten Quartals verwendet. Zusätzlich wurden für die Berücksichtigung von saisonalen Effekten zwei Dummyvariablen für das zweite und vierte Quartal in die Regressionsgleichung aufgenommen (siehe Duch J. 2006: 233-237). Die Regressionsgleichung hat folgendes Aussehen:

$$EBITDA_t = a_1 + a_2 EBITDA_{t-1} + a_3 DUMMY1 + a_4 DUMMY2 + \varepsilon_t \quad (2)$$

Tabelle 1: Prognose EBITDA/Asset mit einem AR(1)-Modell

Telekom Austria	EBITDA (in Mio. €)	ASSET (in Mio. €)	EBITDA/Asset	Prognose	Prognosefehler
1. Qu. 2001	374,6	8076,6	4,64%	4,65%	-0,01%
2. Qu. 2001	330,0	7882	4,19%	4,41%	-0,22%
3. Qu. 2001	459,0	7521,3	6,10%	5,47%	0,63%
4. Qu. 2001	309,2	7727,3	4,00%	4,24%	-0,24%
1. Qu. 2002	413,9	7312,4	5,66%	5,37%	0,29%
2. Qu. 2002	380,6	8795,1	4,33%	4,95%	-0,62%
3. Qu. 2002	416,4	8767,4	4,75%	5,55%	-0,80%
4. Qu. 2002	303,9	8534,3	3,56%	3,52%	0,04%
1. Qu. 2003	405,9	8254,2	4,92%	5,14%	-0,22%
2. Qu. 2003	373,7	7991,6	4,68%	4,55%	0,12%
3. Qu. 2003	423,1	8068	5,24%	5,73%	-0,49%
4. Qu. 2003	307,1	7896,3	3,89%	3,78%	0,11%
1. Qu. 2004	416,7	7458,6	5,59%	5,31%	0,27%
2. Qu. 2004	390,7	7283,4	5,36%	4,91%	0,45%
3. Qu. 2004	446,4	7175,3	6,22%	6,09%	0,13%
4. Qu. 2004	318,0	7242,5	4,39%	4,30%	0,09%
1. Qu. 2005	436,3	8103,4	5,38%	5,58%	-0,19%
2. Qu. 2005	395,8	7825,3	5,06%	4,80%	0,26%
3. Qu. 2005	543,0	8578,5	6,33%	5,93%	0,39%

Tabelle 2: Teststatistik**AUSGABE: ZUSAMMENFASSUNG**

Regressions-Statistik	
Multipler Korrelationskoeffizient	0,887
Bestimmtheitsmaß	0,787
Adjustiertes Bestimmtheitsmaß	0,744
Standardfehler	0,004
Beobachtungen	19,000

ANOVA

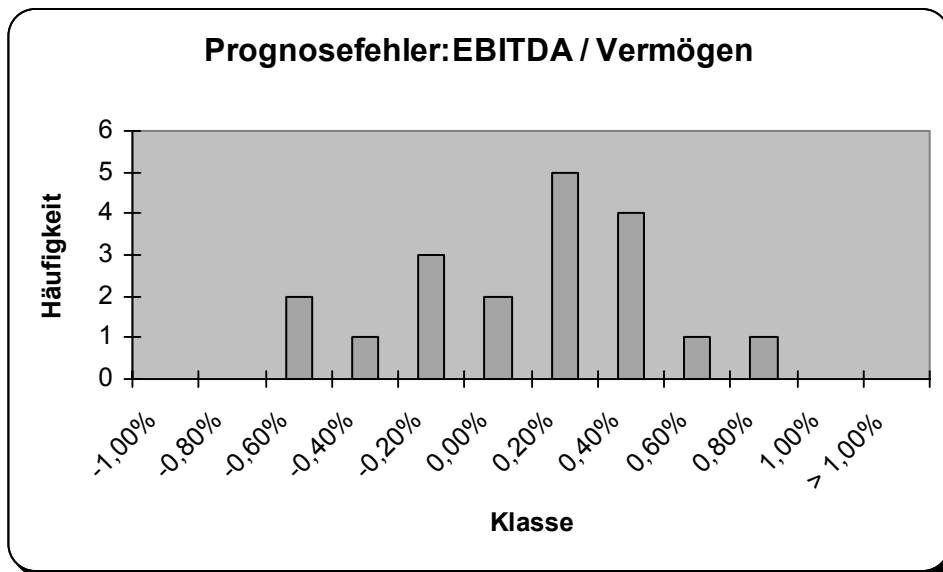
	Freiheitsgrade (df)	Quadratsummen (SS)	F krit
Regression	3,000	0,001	0,000
Residue	15,000	0,000	
Gesamt	18,000	0,001	

	Koeffizienten	Standardfehler	t-Statistik	P-Wert
Schnittpunkt	0,032	0,006	5,103	0,000
Lag1	0,532	0,148	3,602	0,003
Dummyvariable 2. Quartal	-0,013	0,003	-4,843	0,000
Dummyvariable 4. Quartal	-0,023	0,003	-7,163	0,000

Die Teststatistik zeigt ein relativ hohes adjustiertes Bestimmtheitsmaß von 0,744, d.h. das Modell erklärt fast 75% der Varianz des normierten EBITDA, und die P-Werte und der F-krit Wert zeigen, dass die Koeffizienten des Modells hochsignifikant von Null verschieden sind, was bedeutet, dass die Prognose des Modells eine hohe statistische Signifikanz besitzt.

Weiters wurde die Veränderung des normierten EBITDA mittels Jarque-Bera-Test auf Normalverteilung getestet; mit dem Ergebnis, dass die Nullhypothese nicht verworfen werden kann, d.h. die Veränderungen können als normalverteilt angenommen werden, was vor allem für die Aussagekraft der Teststatistiken von hoher Relevanz ist.

Dieses statistische Verfahren wird für alle Unternehmen, deren Kennzahlen bekannt sind, angewendet, und das Resultat ist eine Verteilung von Prognosefehlern pro Cluster. Diese Verteilung wird für die Berechnung des Cashflow-at-Risk als Abweichung vom Erwartungswert (z.B. aus dem Businessplan) verwendet, denn wie bereits erwähnt, ist nicht die absolute Höhe des Cashflows interessant, sondern die prozentuelle Abweichung davon. Angenommen ein Cluster würde nur aus dem Unternehmen Telekom Austria bestehen, dann sieht die Verteilung des EBITDA/Vermögen im nächsten Quartal als prozentuelle Abweichung vom budgetierten Wert folgendermaßen aus:

Grafik 1: Verteilung des Prognosefehlers aus Tabelle 1

Der mittlere Prognosefehler beträgt 0,0%, wobei die Spannweite von -0,62% bis 0,8% reicht. In diesem Fall beträgt die maximale negative Abweichung zu einem Konfidenzniveau von 90% (d.h. zu 90% ist die negative Abweichung nicht größer) 0,62%. Dieser Wert ist bei lediglich 19 Beobachtungen nicht sehr aussagekräftig. Bei einem angenommenen budgetierten EBITDA/Asset von 5% beträgt der tatsächliche Wert im nächsten Quartal mit einer Wahrscheinlichkeit von 90% nicht weniger als 4,38%.

4. Literatur zur Cashflow-Modellierung

Es gibt relativ viel Literatur zum Thema Cashflow-Modellierung (siehe auch Literaturverzeichnis), die sich allerdings vor allem mit der Prognose eines unternehmensweiten Cashflowwertes und deren Qualität beschäftigt und nicht den Cashflow-at-Risk zum Thema hat.

Burgstahler et al. (siehe Burgstahler et al. 1998) vergleichen die Prognosegüte der veröffentlichten Earnings- und Cashflowdaten für die Vorhersage des zukünftigen Cashflows und verwenden folgendes ökonomisches Modell:

$$\begin{aligned}
 CFO_t &= a_1 + b_1 CFO_{t-1} + c_1 \frac{1}{MV_{t-1}} + \varepsilon_t \\
 CFO_t &= a_2 + b_2 INC_{t-1} + c_2 \frac{1}{MV_{t-1}} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{3}$$

mit

CFO_t Operativer Cashflow zum Zeitpunkt t

INC_t EBIT zum Zeitpunkt t

MV_t Marktkapitalisierung zum Zeitpunkt t (Aktienpreis*Anzahl ausstehender Aktien)

Zusammenfassend können folgende wenig überraschende Ergebnisse aufgezählt werden:

- Cashflows sind bessere Prediktoren für den zukünftigen Cashflow als Earnings
- Je kürzer der Prognosezeitraum, umso besser die Qualität der Vorhersage
- Je kleiner die Abschreibungen und Rückstellungen, umso besser die Vorhersage bei beiden Prediktoren

Betrachtet man die Prognosegüte differenziert nach Accruals (=Differenz zwischen EBIT und operativem Cashflow) so stellt Burgstahler fest, dass ein negativer Zusammenhang zwischen Accruals und Qualität der Prognose besteht, wobei in allen Fällen die vergangenen Cashflows die besseren Prediktor-Variablen sind. Wenn man den Zeitraum zwischen Einkauf von Rohstoffen, Halbfertig- und Fertigprodukten und der Umsatzgenerierung durch deren Verkauf (=operating cycle) berücksichtigt, so ist das Ergebnis, dass je kürzer der Zyklus ist, umso besser ist die Prognosekraft von CFO bzw. INC.

Die Feststellung, dass die vergangenen Cashflows die besseren Prediktor-Variablen sind, wird von der Studie von Bowen et al. (siehe Bowen et al. 1986) bestätigt, während Greenberg et al. (siehe Greenberg et al. 1986) zeigen, dass der Gewinn der bessere Prediktor ist. Patricia Dechow (siehe Dechow 1994) zeigt, dass bei hohen Abschreibungen/Rückstellungen die Prognosequalität des Gewinns verglichen mit dem Cashflow steigt, weil das Mismatchproblem zwischen Cash-Investment und Cash-Realisation reduziert wird, d.h. je größer der Timelag zwischen Cash-Investment und Cash-Realisation ist, umso besser ist die Prognosequalität des Gewinns im Vergleich zum aktuellen Cashflow. Der große Unterschied zwischen Cashflowermittlung und Gewinnermittlung ist, dass die Auswirkungen von buchhalterischen Maßnahmen beim Cashflow weit weniger groß sind als beim Gewinn, was wiederum für den Cashflow als Prediktor spricht. Sloan (siehe Sloan R. 1996) kommt ebenfalls zum Ergebnis, dass je höher die Accrual-Komponente des Cashflows ist, umso geringer ist die Qualität der Earnings als Prediktor-Variablen.

Barth et al. (siehe Barth / Cram / Nelson 2001) kommen zum Ergebnis, dass eine Aufteilung des Gewinns in Accruals- und Cashflowkomponenten als Prediktor-Variablen eine Verbesserung des Modells bewirkt.

Es werden u.a. folgende Komponenten verwendet:

- Veränderung der Forderungen
- Veränderung der Verbindlichkeiten
- Abschreibungen
- Bestandsveränderungen (Veränderungen von Beständen des Vorratsvermögens).

5. Marktrisiko bei Nichtfinanz-Unternehmen

Wie bereits erwähnt, zielen die gängigen Softwaretools und Literatur für Corporate Risks vor allem auf die Finanzrisiken von Unternehmen ab, deren Management aufgrund der jahrelangen Erfahrung von Finanzdienstleistern mit diesen Risiken bereits sehr gut möglich ist.

CorporateMetrics™ (siehe CorporateMetrics: Technical Document 1999) von RiskMetricsGroup (RMG) ist ein Tool für die Berechnung des Marktrisikos mit der VaR-Methode in Unternehmen aus dem Nichtfinanzbereich (analog dem RiskMetrics für Finanzunternehmen).

Gründe für die steigende Bedeutung des Managements von Marktrisiken bei Unternehmen sind u.a. (siehe Bartram S. 1999):

- Hohe Cashflow-Volatilität hat negative Auswirkungen auf den Aktienkurs
- Durch Globalisierung verstärkte Bedeutung des Marktrisikos
- Informationen für Hedging-Entscheidungen
- Risikomanagement im Fokus von Analysten, Investoren und Ratingagenturen

Neben dem Marktrisiko stellt das Geschäftsrisiko eine große Risikoposition dar. Unter Geschäftsrisiko versteht man die Unsicherheit von zukünftigen Finanzergebnissen aufgrund von Strategien, Konkurrenz, Wirtschaftslage, Produktentwicklung usw.

CorporateMetrics™ verwendet den simulationsbasierten Ansatz zur Messung des Marktrisikos. Bei diesem Ansatz werden folgende Schritte durchlaufen:

1. Welches Finanzergebnis soll prognostiziert werden (Cashflow oder Gewinn); Bestimmung des Zeitraums und Konfidenzniveau
2. Identifizierung der Gewinn- oder Cashflowkomponenten und deren Abhängigkeit vom Marktrisiko (Exposure Mapping)
3. Generierung eines Szenarios:
 - Spezifizierung einer Wahrscheinlichkeitsverteilung von Marktrisikofaktoren
 - Berechnung der zukünftigen Werte als Funktion der Zeit durch zufällige Auswahl eines Wertes aus der Verteilung der Marktrisikofaktoren
4. Wiederholung von Schritt 3: daraus ergibt sich eine Wahrscheinlichkeitsverteilung der zukünftigen Gewinne bzw. Cashflows
5. Berechnung von statistischen Kennzahlen aus der in Schritt 4 generierten Verteilung: folgende Kennzahlen können u.a. berechnet werden:
 - Standardabweichung: Abweichung vom Mittelwert
 - Konfidenzniveau: Wahrscheinlichkeit, dass ein Finanzergebnis nicht unter ein bestimmtes Niveau fällt
 - Maximum Shortfall: maximale negative Abweichung (z.B. CfaR) von einer Zielgröße zu einem bestimmten Konfidenzniveau
 - Erwartete Shortfall: durchschnittliche Abweichung von einer Zielgröße

Der Vorteil des simulationsbasierten Ansatzes im Vergleich zu einem analytischen Ansatz ist, dass auch nichtlineare Zusammenhänge (wenn z.B. der Währungskurs zusätzlich noch Einfluss auf die ökonomische Lage einer Tochterfirma nimmt) relativ einfach modelliert werden können. Ein Nachteil ist die höhere Rechenzeit, der allerdings durch leistungsstärkere Computer immer mehr vernachlässigt werden kann. Für die Generierung einer Wahrscheinlichkeitsverteilung von Marktrisikofaktoren sind langfristige Prognosen notwendig. Diese Langfristszenarien von Marktrisiken können im LongRun™ ebenfalls von der RiskMetricsGroup generiert werden (Details siehe Abschnitt 6: Prognosemodelle).

Den Schritt 2 beim simulationsbasierten Ansatz zur Berechnung des Marktrisikos bezeichnet man auch als Exposure Mapping. Beim Exposure Mapping wird die zu prognostizierende Größe (Gewinn, Cashflow) in ihre Bestandteile zerlegt und deren Abhängigkeit von den Marktrisikofaktoren bzw. Geschäftsrisikofaktoren analysiert. Es ist zu beachten, dass wie bereits beschrieben auch nichtlineare Zusammenhänge zwischen Risikofaktoren und Prognosewert berücksichtigt werden müssen. So ist es zum Beispiel möglich, dass der Risikofaktor Zins nicht nur über die Komponente Zinsausgaben, sondern auch über den Umsatz Einfluss auf den Cashflow nimmt. Dies kann über die Schätzungen der Preiselastizitäten bzw. über Szenario- oder Regressionsanalysen erfolgen.

Cashflow Komponente	Marktrisiko / Geschäftsrisiko
Umsatz	Währung, Strategie ...
Kosten	Währung ...
Investitionen	Währung, Zins, Strategie ...
Finanzierung	Währung, Zins ...

6. Prognosemodelle

Bei ökonometrischen Modellen wird versucht, aufgrund von historischen Zeitreihen eine Prognose zu erstellen. Für die Zeitreihenanalyse können Finanzzeitreihen (Aktienkurse, Währungen usw.) oder ökonomische Zeitreihen (Geldmenge, BIP usw.) verwendet werden. Ein wichtiger Vertreter der Prognosemodelle ist das bereits bekannte autoregressive Modell (AR), bei dem der zukünftige Wert einer Zeitreihe von den gewichteten vergangenen Werten plus einem Zufallsterm (Rauschterm) abhängt. Wie bereits erwähnt, hängt der zukünftige Cashflow natürlich nicht nur von einer Zeitreihe ab, sondern von mehreren Zeitreihen, die wiederum untereinander korreliert sein können. In diesem Fall können Vector Autoregressive Modelle (VARM) für die Prognosemodellierung eingesetzt werden. Bei dieser Modellierung ist die zukünftige Realisierung einer Variable eine Funktion der eigenen vergangenen Werte und der vergangenen Werte aller anderen Variablen (Details siehe 6.3)

6.1. LongRun™ von RiskMetricsGroup (RMG)⁷

Wie bereits erwähnt ist RiskMetrics™ von RMG ein Tool für die Messung des Marktrisikos innerhalb eines kurzen Zeitraums (bis zu drei Monaten). Bei der Modellierung des Marktrisikos von Banken kann diese Einschränkung akzeptiert werden, weil die Marktrisikopositionen dieser Unternehmen hauptsächlich aus liquiden täglich handelbaren Werten besteht. Bei Nicht-Finanzunternehmen sind die Shareholder, potentiellen Investoren, Ratingagenturen usw. an längerfristigen Prognosen (bis zu 2 Jahre) interessiert. Zu diesem Zweck konzipierte RMG das Tool LongRun™ für die Erstellung langfristiger Prognosen für das Marktrisiko. Beim Asset-Liability Management von Versicherungen und Pensionskassen ist man ebenfalls an längerfristigen Prognosen interessiert, um die langfristigen Liabilities mit den Assets abzugleichen. Prinzipiell unterscheidet man zwischen zwei Herangehensweisen:

6.2. Prognosemodelle basierend auf Marktpreisen

Bei diesen Modellen werden die in den Marktpreis implizierten Erwartungen für die Prognose verwendet. So ist es zum Beispiel unter bestimmten Bedingungen möglich, aus Future- bzw. Forwardpreisen den erwarteten zukünftigen Aktienpreis (Trend oder Drift) bzw. aus der impliziten Volatilität von Aktienoptionen (z.B. aufgrund der Bepreisung mittels Black-Scholes) die erwartete Schwankungsbreite einer Aktie zu ermitteln. Der Vorteil bei diesem Modell ist, dass man Marktpreise relativ einfach und billig erhält. Weiters spiegelt der Prognosewert die Markterwartung wider, d.h. es handelt sich um eine objektive Vorhersage. Bei der Prognose aus Marktpreisen ist zu beachten, dass in den meisten Fällen der Trend kein stetiger Prozess ist, sondern sogenannte Sprünge beinhaltet (Jump-Diffusion Prozesse, stochastische Volatilitäten) bzw. dass die implizite Volatilität vom Basispreis abhängig ist (der sogenannte Volatility-Smile). Empirische Studien zeigen allerdings, dass Forwardpreise, Devisentermingeschäfte und Futurepreise keine hohe Prognosegüte aufweisen, wobei auch hier wieder anzumerken ist, dass für die Berechnung des CfaR weniger der Trend, sondern viel mehr die zukünftige Volatilität von Bedeutung ist.

6.3. Ökonometrische Prognosemodelle

Bei diesen Modellen wird versucht, aufgrund von historischen Finanzzeitreihen (Aktienkurse, Währungen usw.) bzw. makroökonomischen Daten (BIP-Wachstum, Handelsbilanz usw.) eine Prognose zu erstellen. Prinzipiell wird zwischen parametrischen und nicht-parametrischen Modellen unterschieden. Bei der parametrischen Methode legt man der Zeitreihe eine bestimmte Verteilung zugrunde, während bei der nicht-parametrischen Methode keine Verteilungsannahmen getroffen werden, sondern es wird die historische Verteilung verwendet, was konzeptionell die einfachste Methode darstellt.

Im Gegensatz zum parametrischen Ansatz ist bei der nicht-parametrischen Methode keine analytische Lösung möglich, und ein langfristiger historischer Datenbestand ist notwendig. Weiters nimmt man an, dass die zukünftige Verteilung gleich oder zumindest ähnlich der historischen Verteilung ist.

⁷ Siehe LongRun: Technical Document (1999)

Ein Vertreter der ökonometrischen Modelle ist das Vektor-autoregressive-Modell (VARM) (siehe Geyer A. 2000), bei dem eine Variable durch eigene vergangene Werte und durch vergangene Werte aller anderen Variablen im Gleichungssystem erklärt wird, d.h. es werden auch Rückkopplungseffekte in den multivariaten Zeitreihen berücksichtigt.

$$x_t = a_o + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 y_{t-2} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$y_t = \beta_o + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 y_{t-2} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

Folgende Schritte sind für den Aufbau eines ökonometrischen Vorhersagemodells notwendig:

- Schritt 1: Zeitreihenanalyse einer Variable und Korrelation mit anderen Variablen
- Schritt 2: Spezifikation des Modells: Bestimmung der Variablen im Gleichungssystem
- Schritt 3: Erkennen von ökonomischen Regimes, um Strukturbrüche zu berücksichtigen
- Schritt 4: Modellschätzung mit Sensitivitätsanalysen

7. Einige Risikofaktoren der Telekom Austria AG

7.1. Währungen

Im Jahr 2004 wurden ca. 88% des Umsatzes in Österreich generiert, wobei durch bereits vollzogene und geplante Übernahmen im Ausland dieser Anteil in Zukunft wahrscheinlich sinken wird.

Die Fremdwährungen werden zum Bilanzstichtag differenziert nach Forderungen/Verbindlichkeiten und Aufwand/Ertrag bewertet. Forderungen und Verbindlichkeiten werden zum Bilanzstichtag mit dem Stichtagskurs bewertet, während Aufwands- und Ertragsposten mit dem gewichteten Jahresdurchschnittskurs bewertet werden, d.h. vor allem bei der Umrechnung von Forderungen / Verbindlichkeiten in Fremdwährung auf Euro können stärkere Schwankungen auftreten.

Folgende Fremdwährungen sind für die Telekom Austria relevant (Stand 2004):

- kroatische Kuna (HRK)
- bulgarische Lew
- tschechische Kronen (CZK)
- ungarische Forint (HUF)
- japanische Yen (JPY)
- slowakische Kronen (SKK)
- slowenische Tolar (SIT)
- Schweizer Franken (CHF)
- US Dollar (USD)

Der Jarque-Bera Test auf Normalverteilung hat ergeben, dass SFR, Yen und Dollar als normalverteilt angenommen werden können und die restlichen Währungen eine leptokurtische Verteilung aufweisen (= höhere Wahrscheinlichkeitsmasse um den Mittelwert und an den Rändern), wobei auch bei diesen Währungen die Abweichung von der Normalverteilung nicht sehr ausgeprägt ist. Dies wiederum bedeutet, dass der Einsatz der gängigen Teststatistiken für Regressionen mit den o.a. Währungen als unabhängige Variablen nicht problematisch ist.

Die Tabelle 3 zeigt die Korrelationsmatrix der monatlichen durchschnittlichen Kursänderungen von Fremdwährungen seit 1.1.1996. Lediglich die Korrelation zwischen USD und JPY ist mit 0,46 relativ hoch.

Tabelle 3: Korrelationsmatrix Fremdwährungen

	czk	sit	skk	chf	hrk	jpy	usd
CZK	1,00						
SIT	0,11	1,00					
SKK	0,23	0,02	1,00				
CHF	0,16	0,19	0,20	1,00			
HRK	0,11	0,05	0,09	0,08	1,00		
JPY	0,02	0,07	0,02	0,24	0,04	1,00	
USD	0,07	0,10	0,20	0,00	0,21	0,46	1,00

7.2. Cashflow-Komponenten

Der Cashflow aus laufender Geschäftstätigkeit setzt sich aus dem Jahresüberschuss plus Abschreibungen zusammen. Die folgende Aufstellung zeigt die Komponenten des Jahresüberschusses und des übrigen betrieblichen Aufwands. Bei einigen Positionen steht in Klammer ein ‚v‘ für volatil, d.h. die Werte dieser Positionen waren in den letzten Jahren größeren Schwankungen unterworfen. Für die Berechnung des Cashflow-at-Risk ist aber nicht die tatsächliche Volatilität entscheidend, sondern die Abweichung der Ist-Werte von den budgetierten Werten, d.h. eine hohe Volatilität muss nicht unbedingt mit einer großen Abweichung zwischen Ist- und Sollwerten einhergehen und vice versa ist eine geringe Volatilität kein Zeichen für einen geringen Cashflow-at-Risk. Es ist also bei der Umsetzung des Konzepts notwendig, die tatsächlichen Werte aller Positionen den budgetierten Positionen gegenüberzustellen und die Abweichungen festzustellen.

Komponenten des Jahresüberschusses sind:

- Umsatzerlöse
- Materialaufwand (v)
- Personalaufwand
- Abschreibungen: Investitionen in den Vorjahren
- übriger betrieblicher Aufwand (v)
- = Betriebsergebnis
- + Zinseinnahmen (v)
- Zinsausgaben (v)
- = Ergebnis vor Steuern vom Einkommen
- Steuern vom Einkommen
- = Jahresüberschuss
- + Abschreibungen
- = Cashflow aus lfd. Geschäftstätigkeit**

Komponenten des übrigen betrieblichen Aufwands sind:

- Zusammenschaltung (v): Zunahme Kunden; gestiegene Gesprächsminuten in Fremdnetze
- + bezogene Dienstleistungen (v)
- + Instandhaltung
- + Werbung, Marketing (v: 2002/2003)
- + Miete, Leasing
- + sonstige Werkleistungen (v)
- + sonstiger betrieblicher Aufwand

7.3. Wireline

Tabelle 4: Wireline-Zahlen

	1-9/2005	2004	2003	2002	2001	2000
Umsatzerlöse (Mio €)	1600,0	2187,7	2197,7	2260		
EBITDA bereinigt (Mio €)	633,4	814,3	780,5			
Betriebsergebnis (Mio €)	113,8	55,8	-34,3			
Anzahl Festnetzanschlüsse (in 1000)	2820	2906,7	3010,8	3097,3	3166,9	3269,0
- davon ADSL	525,8	383,6	261,1	174,1		
Internetkunden Österreich (in 1000)		1187	1026,6	846,5	666,4	293,4
Internetkunden Tschechien (in 1000)	119,2	247,1	279,4	275,3	238,2	188,7
Mitarbeiter		9682	10234	11359		
Personalaufwand (Mio €)		494,9	531,9	523,1		
Abschreibungen (Mio €)		758,5	814,8	922,8		

Folgende Komponenten, die die zukünftige Geschäftsentwicklung auf der Erlös- bzw. Aufwandsseite u.a. am meisten beeinflussen, sind:

a) Erlösseitig

- Anzahl/Marktanteil Festnetzanschlüsse
- Anzahl/Marktanteil Internetanschlüsse
- Grad der Entbündelung
- Anzahl der DSL Kunden
- Sprachminuten/Internetminuten
- Minutenentgelt

b) Aufwandsseitig

- Anzahl/Marktanteil Festnetzanschlüsse
- Anzahl/Marktanteil Internetanschlüsse
- Grad der Entbündelung
- Mitarbeiterzahl
- Investitionen und Abschreibungen

7.4. Wireless

Die Telekom Austria ist in folgenden Ländern im Wireless-Segment (Stand 2005): Bulgarien, Kroatien, Slowenien, Liechtenstein.

Die Umsatztreiber sind

- Gesprächs- und Grundentgelt
- Zusammenschaltung
- Roaming
- Datenumsätze.

Am Beispiel des Roaming sieht man die Folgen eines liberalisierten Marktes und auch der EU-Mitgliedschaft für die Prognosesicherheit. Zum Beispiel verlangte die EU-Kommissarin für Informationsgesellschaft und Medien Viviane Reding im März dieses Jahres, dass die Telekomunternehmen für im Ausland abgehende Mobilfunkgespräche die Inlandstarife verrechnen. Eine solche Entscheidung hätte wahrscheinlich massive Auswirkungen auf den Umsatz und damit den Cashflow. Falls diese Regelung kommt, wäre es theoretisch möglich, dass der Kunde zum für ihn billigsten Anbieter im EU-Raum wechselt und im schlimmsten Fall ein Telekomunternehmen mit eigenem Netz, aber ohne Kunden dasteht (siehe auch Economist, 15th-21th April 2006: 62).

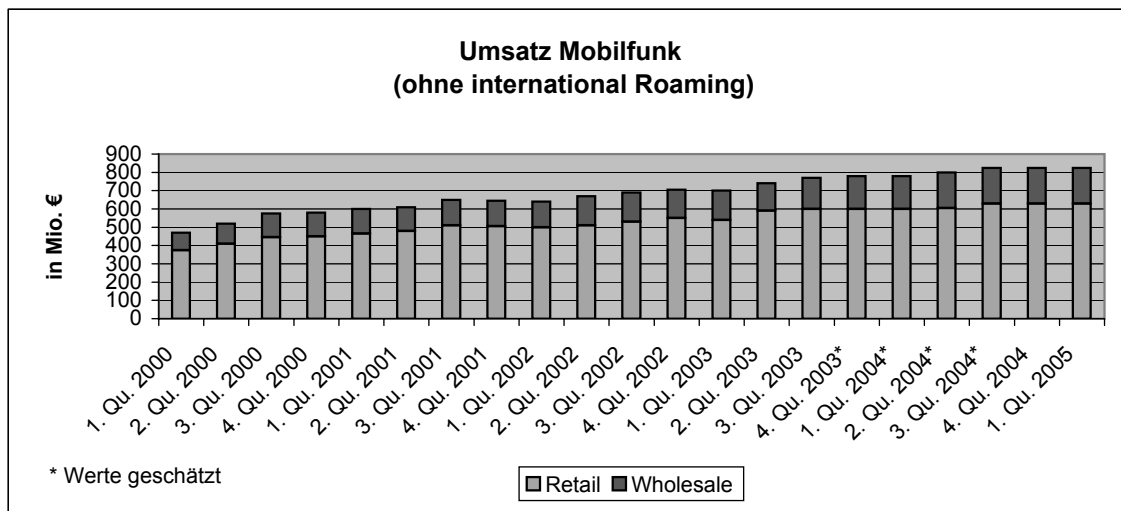
Folgende Tabelle zeigt die Entwicklung im Wireless-Segment:

Tabelle 5: Wireless-Zahlen

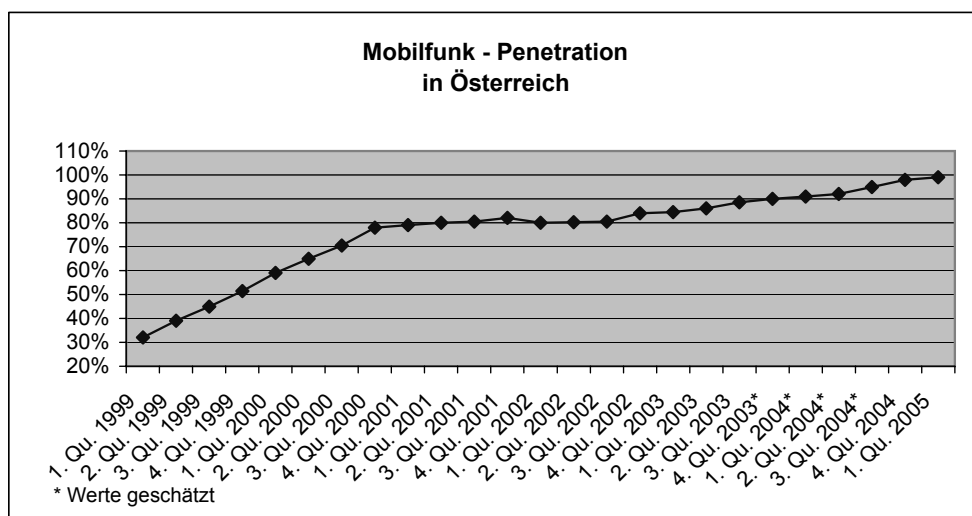
	Mobilkom		VIPnet		Si.mobil		Mobilkom LI	
	2004	2003	2004	2003	2004	2003	2004	2003
Umsatzerlöse (Mio €)	1678,7	1617,2	375,4	341,3	87,8	81,8	11	10,7
EBITDA bereinigt (Mio €)	593,4	476,6	152,7	139,2	20,4	13,1	1,8	1,0
Betriebsergebnis (Mio €)	341,1	340,7	68	66,6	0,1	-3,6	1,2	0,5
Anzahl Kunden (in 1000)	3273,6	3163,2	1308,6	1210,5	363,3	361,5	3,5	2,5

Die beiden folgenden Grafiken veranschaulichen die Marktentwicklung im Mobilfunkbereich, wobei mittlerweile die Penetrationsrate in Österreich über 100% ist, d.h. in diesem Bereich ist zum großen Teil nur mehr über neue Produkte eine Steigerung der Umsatzerlöse möglich. In Kroatien und Slowenien ist mit einer Penetrationsrate von 64,5% bzw. 79,1% (2004) das Potenzial im Neukundengeschäft um einiges größer.

Grafik 2: Quelle: RTR



Grafik 3: Quelle: RTR



Mögliche Einflussfaktoren für den zukünftigen operativen Cashflow sind:

a) erlösseitig

- Terminierungsentgelte
- Umsatz pro SIM Karte
- Verhältnis Prepaid/Vertragskunden
- Handy Sättigungsgrad
- Marktanteil
- Roamingentgelte
- Wechselkurse
- Anzahl der UMTS Kunden

b) aufwandseitig

- Terminierungsentgelte
- Roamingentgelte
- Mitarbeiterzahl
- Investitionen und Abschreibungen
- Wechselkurse

8. Telekommunikationsmarkt in Österreich

Der Telekommunikationsmarkt in Österreich (siehe IHS-Projektbericht 2003) wurde 1998 liberalisiert. Die Liberalisierung und der technische Fortschritt hatten und haben weiterhin ein verändertes Telefonieverhalten der Österreicher zur Folge. Teilweise sind auch massive Preisreduktionen seit der Liberalisierung festzustellen. So fiel zum Beispiel der Festnetztarif in Österreich im Zeitraum 1997-2004 um bis zu 75%. Diese veränderten Bedingungen haben natürlich eine größere Volatilität der operativen Cashflows zur Folge, das wiederum Auswirkungen auf den Cashflow-at-Risk hat. Während in einem regulierten Markt die zukünftigen Preise und Absatzmengen relativ leicht prognostizierbar sind, sind derartige Prognosen in einem liberalisierten Umfeld mit einer viel größeren Unsicherheit behaftet. Zur Illustration der größeren Unsicherheit folgende Zahlen: Im 3. Quartal 2005 sind die Sprachminuten im Vergleich zum 3. Quartal 2004 um 5,6% zurückgegangen und im Sprach- und Internetbereich beträgt der Rückgang 14,7 % aufgrund einer verstärkten Migration auf die Breitbandtechnologie.

Literaturverzeichnis

Andren, N., Jankensgard, H., Oxelheim, L. (2005): Exposure-based Cash-Flow-at-Risk under Macroeconomic Uncertainty, The Research Institute of Industrial Economics, Working Paper No. 365.

Barth, M., Beaver, W., Hand J., Landsmann, W. (2004): Accruals, Accounting-Based Valuation Models and the Prediction of Equity Values, Working Paper.

Barth, M., Cram, D., Nelson, K. (2001): Accruals and the Prediction of Future Cash Flows, in: The Accounting Review 76, S 27-58.

Bartram, Söhnke M. (1999): Corporate Risk Management – Eine empirische Analyse der finanzwirtschaftlichen Exposures deutscher Industrie- und Handelsunternehmen, Verlag Uhlenbruch.

Bowen, R., Burgstahler, D., Daley, L. (1986): Evidence on the relationships between earnings and various measures of cash flow, in: *The Accounting Review* 61, S 713-725.

Burgstahler, D., Jiambalvo, J., Pyo, Y. (1998): The Informativeness of Cash Flows for Future Cash Flows, Working Paper.

CorporateMetrics™ (1999): Technical Document, RiskMetricsGroup.

Dechow, P. (1994): Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: the role of accounting accruals, in: *Journal of Accounting and Economics* 61, S 3-42.

Dechow, P., Kothari, S., Watts, R. (1998): The relations between earnings and cash flows, in *Journal of Accounting and Economics* 25, S 133-168.

Dechow, P., Ge, W. (2005): The persistence of earnings and cash flow and the role of special items: Implication for the accrual anomaly, Working Paper, University of Michigan.

Duch, J. (2006): Risikoberichterstattung mit Cash-Flow at Risk-Modellen, in: *Europäische Hochschulschriften*, Verlag Peter Lang.

Economist, 15th-21th April 2006, S. 62.

Fairfield, P., Scott W., Lombardi Y. (2003): The differential persistence of accruals and cash flows for future operating income versus future profitability, in: *Review of Accounting Studies* 8, S 221-243.

Finger, C. (1994): The Ability of Earnings to Predict Future Earnings and Cash Flow, in: *Journal of Accounting Research* 32, S. 210-223.

Geyer, A. (2000): Analyse finanzwirtschaftlicher Zeitreihen II, Skriptum, Institut für Operations Research, WU Wien.

Geyer, A. (2002): Ausgewählte quantitative Methoden, Skriptum, Institut für Operations Research, WU Wien.

Greenberg, R., Glenn J., Ramesh K. (1986): Earnings versus cash flow as a predictor of future cash flow measures, in *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 1: S 266-277.

IHS-Projektbericht (2003): Effekte der Telekomliberalisierung.

Jorion, P. (2000): Value at Risk. The new Benchmark for Managing Financial Risk, McGraw Hill Higher Education.

Kim, J., Malz, A., Mina, J. (1999): LongRun Technical Document, RiskMetricsGroup.

Lorek, K., Willinger L. (1996): A Multivariate Time-Series Prediction Model For Cash-Flow Data, in: *The Accounting Review* 71, S 81-101.

Sloan, R. (1996): Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings?, in: *The Accounting Review* 71, S 289-315.

Stein, J., Usher S., LaGattuta, D., Youngen J. (2000): A Comparable Approach to Measuring Cashflow-at-Risk for Non-Financial Firms, Working Paper.

Telekom Austria AG (2005): Geschäftsbericht 2004

Risikomanagement bei Transport- und Logistikdienstleistern

Abstract

Nach einer sehr langen Zeit im „Dornröschenschlaf“ staatlich regulierter Marktstrukturen ist die Transport- und Logistikdienstleistungsbranche seit einigen Jahren in einer Phase des Aufbruchs, welche bereits altbekannte Risiken verstärkt, aber auch eine Vielzahl neuer entstehen lässt, die im täglichen Geschäft nicht außer Acht gelassen werden dürfen. Vor diesem Hintergrund lässt sich Risikomanagement als eine Art „risikobewusster Unternehmensführung“ (Grandjot 2006:19) verstehen. Entsprechend der mehrheitlich klein bzw. mittelständisch geprägten Branchenstruktur soll in diesem Beitrag ein Hauptaugenmerk auf Maßnahmen im Rahmen eines integrierten Risikomanagementsystems gelegt werden, die sich auch in diesem Umfeld umsetzen lassen.



Hans-Joachim Schramm
Fachhochschule des bfi Wien

After a long period of stagnation within a regulated market structure environment, the transport and logistics service industry has been in a take-off phase for several years. In this phase already well known risks have aggravated and new ones have arisen which should not be disregarded in daily business. Against this background, risk management can be understood as a form of „risk conscious corporate management“ (Grandjot 2006:19). In consideration of the fact that the industry structure is dominated by small or medium-sized companies, the following paper focuses on integrated risk management measures which can be implemented in this environment.

1. Unsicherheiten, Risiken und Risikomanagement

Am Anfang des Beitrags soll jedoch eine kurze Definition von „Unsicherheit“, „Risiko“ und „Risikomanagementsystem“ vorgenommen werden, da diese insbesondere in der Risikomanagementliteratur hochgradig uneinheitlich ist – zudem erscheint die Verwendung dieser Begriffe nicht reflektiert zu werden. Dies zeigt sich auch in der recht bescheidenen Anzahl an AutorInnen, die sich bisher explizit mit dem Risikomanagement bei Transport- und Logistikdienstleistern auseinandergesetzt haben (vgl. Schwolgin 2004b, Jauernig et al. 2005 oder Grandjot 2006).

Möglicherweise die beste Quelle zum Verständnis des Unterschieds zwischen Risiko auf der einen und Unsicherheit auf der anderen Seite ist Knight's „Risk, Uncertainty and Profit“ von 1921, in dem es im Wesentlichen um eine Theorie der Unternehmung geht, die explizit das Vorhandensein von Unsicherheit und Risiko berücksichtigt. Darin umschreibt Knight 1921:199 Unsicherheit sehr illustrativ wie folgt:

„It is a world of change in which we live, and a world of uncertainty. We live only by knowing something about the future; while the problems of life, or of conduct at least, arise from the fact that we know so little. This is as true of business as of other spheres of activity.“

Weiters heißt es bei Knight 1921:19:

„It will appear that a measurable uncertainty, or 'risk' proper, as we shall use the term, is so far different from an unmeasurable one that it is not in effect an uncertainty at all. We shall accordingly restrict the term 'uncertainty' to cases of the non-quantitative type. It is this, 'true' uncertainty, and not risk [...].“

Risiko ist somit Unsicherheit, bei der Eintrittswahrscheinlichkeit und Tragweite bzw. Schadenshöhe weitestgehend quantifizierbar sind. Weiterhin wird – unabhängig von den bestehenden stark divergenten Risikodefinitionen – *Risikomanagement* als ein Prozess aufgefasst, der sich mit Risiken aller Art befasst. Entsprechend wird ein *Risikomanagementsystem* im Kern als ein zyklischer Prozess der Risikoidentifikation, Risikoanalyse (d.h. dessen Erkennung und Bewertung), Risikobewältigung (oder auch Risikosteuerung genannt) sowie Risikoüberwachung verstanden (vgl. u.a. Hölscher 2002: 12ff, Schwolgin 2004b, Diederichs 2004: 93ff., Rosenkranz/Missler-Behr 2005: 40ff., Grandjot 2006 oder Denk et al. 2006). Darüber hinaus wird meist vorgeschlagen, den ordnungsgemäßen Ablauf dieser Prozesse im Idealfall durch ein (Risiko)Controlling zu überwachen und alle Maßnahmen in ihrer Gesamtheit über eine interne Revision als unabhängige Institution zu kontrollieren.

Weiters ist im Folgenden eine Unterscheidung zwischen Transport- und Logistikdienstleistungen bedeutend, wobei hier Einigkeit besteht: Unter *Transportdienstleistungen* werden im Allgemeinen alle Tätigkeiten eines Frächters bzw. Frachtführers im Sinne der §§ 425 ff HGB in Österreich bzw. §§ 407 ff HGB in Deutschland verstanden. Zu den *Logistikdienstleistungen* werden hingegen alle anderen, über die reine Güterbeförderung hinausgehenden Dienstleistungen aus den Bereichen Spedition, Umschlag, Lagerei, Kommissionierung, Verpackung wie auch der Kontraktlogistik gerechnet (vgl. u.a. IKB 2005 oder Wieske 2006). Die strikte Trennung dieser Teilbereiche ist bedeutsam im Folgenden, da neueren Branchenstudien wie KPMG 2003 für Österreich und IKB 2005 für Deutschland zufolge deren Wirtschaftlichkeit sich in extremer Weise auseinander entwickeln: Während der Markt von Logistikdienstleistungen immer weiter wächst und dabei zufrieden stellende Renditen erzielt werden, herrscht am Markt für Transportdienstleistungen ein gnadenloser Verdrängungswettbewerb, der sich in den dramatisch ansteigenden Insolvenzzahlen von kleinen bzw. mittelständischen Transportdienstleistern widerspiegelt (vgl. IKB 2005, Kummer et al. 2006a).

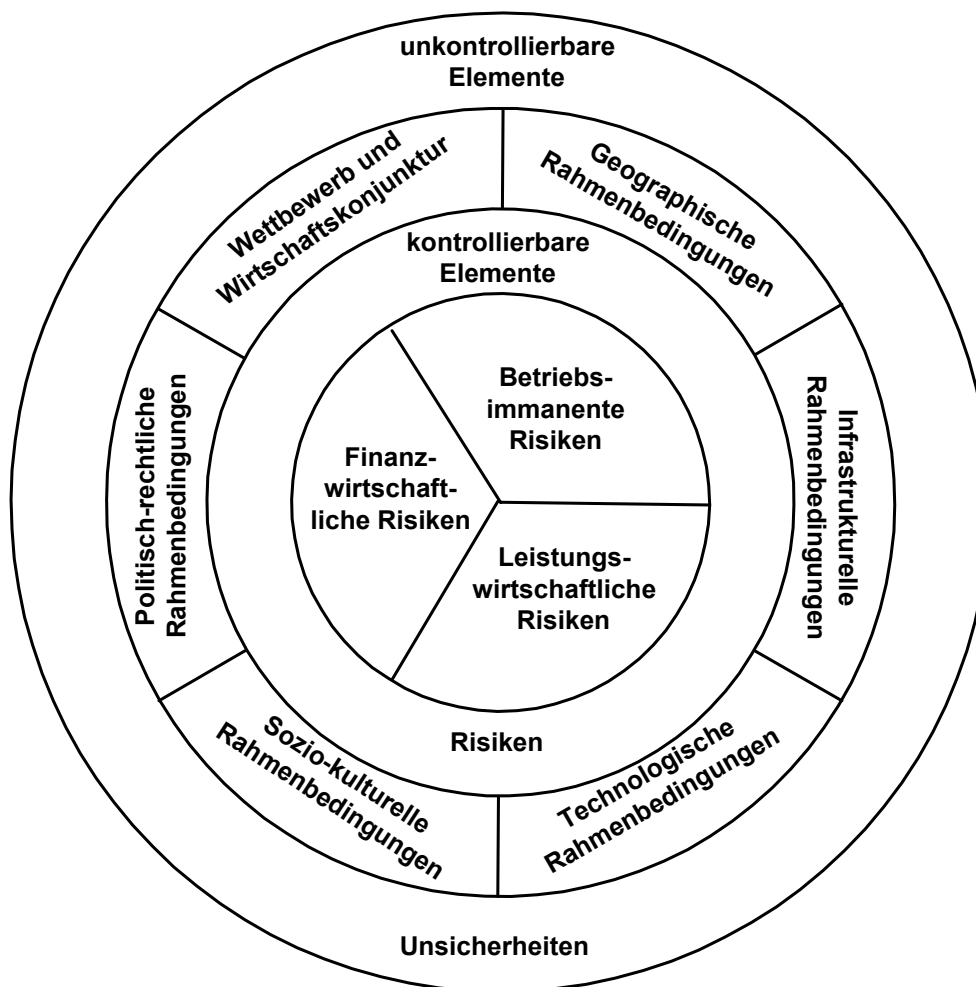
Das weitere Vorgehen ist wie folgt: Zuerst wird in Abschnitt 2 ein Schwerpunkt auf das strukturierte Aufzeigen von Unsicherheiten und Risiken in der Transport- und Logistikdienstleistungsbranche allgemein gelegt. Dann erfolgt in Abschnitt 3 eine Diskussion von Strategien der Risikovermeidung, -verminderung, -streuung, -transfers sowie -vorsorge, bevor in Abschnitt 4 auf den konzeptionellen Aufbau eines integrierten Risikomanagementsystems eingegangen wird.¹

¹ Für die Beschreibung der Instrumente zur praktischen Umsetzung eines solchen Risikomanagementsystems sei an dieser Stelle auf eine Reihe von Autoren wie z.B. Keitsch 2004, Schwolgin 2004a, Diederichs 2004: 94ff., Rosenkranz/Missler-Behr 2005: 143ff. oder Denk et al. 2006 verwiesen.

2. Unsicherheiten und Risiken der Transport- und Logistikdienstleistungsbranche

Die in Abschnitt 1 vorgenommene Unterscheidung in Risiko auf der einen und Unsicherheit auf der anderen Seite gibt eine Leitlinie für die *Risikoidentifikation* und *-analyse* vor. In Anlehnung an Lambert et al. 1998 kann man die Umwelt eines Unternehmens aus Sicht der Logistik grob in zwei Klassen aufteilen: kontrollierbare (oder auch Risiken) und unkontrollierbare Elemente (Unsicherheiten im Sinne der o.g. Definition). Als unkontrollierbare Elemente gelten so gesehen dann auch jene quantifizierbaren Unsicherheiten, die aus den folgenden, extern auf Unternehmen einwirkenden Rahmenbedingungen erwachsen (siehe **Abbildung 1**).

Abbildung 1: Unsicherheiten, Risiken und (un)kontrollierbare Elemente



- *Geographische und Infrastrukturelle Rahmenbedingungen:* Österreich und Deutschland sind aufgrund ihrer zentralen Lage in einem immer stärker wirtschaftlich verflochtenen Europa mit Transitverkehren zwischen Ost und West wie auch zwischen Nord und Süd im Vergleich zu anderen Staaten überproportional stark belastet. Der dadurch notwendige Ausbau der Verkehrsinfrastruktur hat nicht nur positive Auswirkungen. Dies zeigt sich in besonderer Weise am Beispiel der leistungsabhängigen LKW-Maut, welche in Österreich 2004 und in Deutschland 2005 eingeführt wurde (vgl. Kummer/Schramm 2004:184f., Kranke 2005, Einbock 2006

- oder Kummer 2006). In diesem Zusammenhang durchgeführte Untersuchungen zeigten, dass ein Überwälzen der daraus entstehenden Kosten oftmals nicht im vollen Maße möglich war und sie insbesondere für Transportdienstleister eine extreme finanzielle Mehrbelastung darstellen.
- *Technologische Rahmenbedingungen:* Neben einer stetigen technologischen Weiterentwicklung von Transport-, Umschlags- und Lagermitteln können im Bereich der Transport- und Logistikdienstleistungsbranche gleich zwei revolutionäre Entwicklungen ausgemacht werden: die seit den 60er Jahren vollzogene Containerisierung von Gütern aller Art und die ab den 80er Jahren verstärkte Nutzung von modernen Informations- und Kommunikationstechnologien zur Planung, Steuerung und Abwicklung stetig ansteigender Güterströme (vgl. u.a. Ojala 1993). Alle drei Komponenten führten zu einer atemberaubenden Effizienzsteigerung von Transport- und Logistikprozessen, die wiederum das Rückgrat einer immer stärker vernetzten Welt darstellen. Umgekehrt schafft aber diese immer intensivere Nutzung der Errungenschaften moderner Technik neue Unsicherheiten, Abhängigkeiten und Probleme (vgl. u.a. Jauernig et al. 2005: 206ff.).
 - *Sozio-kulturelle Rahmenbedingungen:* Gesellschaftliche Entwicklungen haben konkrete Auswirkungen auf das Geschäft von Transport- und Logistikdienstleistern über das Nachfrageverhalten ihrer Klienten, der Verladerschaft. Aberle 2004: 91ff. diskutiert in diesem Zusammenhang den Substitutions-, Güterstruktur- und Logistikeffekt. Sowohl der Substitutions- als auch der Güterstruktureffekt bieten eine recht einfache Erklärung für den immer stärker werdenden Anteil des Straßengüterverkehrs im nationalen und intra-europäischen Rahmen: Spezifische Systemeigenschaften (z.B. Schnelligkeit, Flexibilität und hohe Netzdichte) wie auch eine zunehmende Verkleinerung der Sendungsgrößen durch einen tiefgreifenden Wandel der gesamtwirtschaftlichen Produktionsstruktur begünstigen ihn im Vergleich zu anderen Verkehrsträgern wie Bahn- und Binnenschifffahrt. Der Logistikeffekt verstärkt diese Entwicklung noch, da moderne logistische Konzepte in Industrie und Handel die Ansprüche der Verladerschaft hinsichtlich Qualität und Zuverlässigkeit von Transportleistungen vergrößern.
 - *Politisch-rechtliche Rahmenbedingungen:* Wirtschaftliche Integrationsprozesse wie die der Europäischen Union mit einer angestrebten Harmonisierung aller Lebensumstände schaffen immer neue unternehmerische Herausforderungen in Bezug auf Transport- und Logistikdienstleistungen.² So erfolgte seit Beginn der 90er Jahre eine EU-weite Deregulierung der Verkehrsmärkte und eine damit verbundene weitestgehende Aufgabe von staatlich verordneten Tarifwerken, Beförderungspflichten und Kontingentierungen im Rahmen des Güterverkehrs (vgl. Aberle 2004: 170ff. oder Kummer 2006). Dies führte in der Folge zu einem Überangebot an Kapazitäten auf dem Transportmarkt bei einem extrem niedrigen, kaum die Betriebskosten deckenden Preisniveau. Weiterhin brachten eine anhaltend großzügige Ausgabe von CEMT-Genehmigungen³ an Frächter aus mittel- und osteuropäischen Staaten und die 2004 vollzogene EU-Osterweiterung eine weitere Verschlechterung der Situation mit sich: Die stark unterschiedlichen wirtschaftlichen Rahmenbedingungen zwischen Ost und West

² Entsprechend spricht man auch vom *Integrations-* (Aberle 2004: 96ff.) bzw. *Deregulierungseffekt* (Aberle 1989) als weitere, die Leistungsprozesse der Verkehrswirtschaft beeinflussende Effekte.

³ Mit einer solchen CEMT-Genehmigung kann man ohne weitere Bewilligung grenzüberschreitende Gütertransporte zwischen den 43 Vollmitgliedsstaaten der Europäischen Verkehrskonferenz (CEMT steht für *Conférence Européenne des Ministres des Transports*) ausführen, jedoch keine Kabotage (siehe auch <http://www.cemt.org/>).

in Verbindung mit der Möglichkeit einer Ausübung von Kabotage- und/oder Dreiländerverkehren⁴ führt heutzutage zu einer extremen Wettbewerbsverzerrung im gesamteuropäischen Rahmen (vgl. u.a. Kummer/Schramm 2004: 181ff., Schmied/Spendel 2004, Jauernig et al. 2005:21ff. oder BAG 2006). So ist es auch nicht verwunderlich, dass z.B. eine Reihe von österreichischen Transportdienstleistern ihre einzige Überlebenschance in der zumindest teilweisen Ausflagung⁵ ihrer Fahrzeugflotten sehen (vgl. Jauernig et al. 2005:91ff., Kummer et al. 2006b und Cordes et al. 2006). Ein anderer Aspekt sind die auf 9/11 folgenden Maßnahmen zur Bekämpfung des Terrorismus, welche durch die bisherigen wie auch zukünftigen Vorhaben der EU-Kommission (wie auch die der USA, Kanadas und der Schweiz, siehe u.a. UNCTAD 2004 und DVZ 2006) im Bereich der Transportsicherheits-, Zoll- und Außenhandelsvorschriften insbesondere exportorientierte Unternehmen und deren Transport- und Logistikdienstleister vor immer wieder neue Probleme stellen, regelkonformes Verhalten (bzw. Compliance) sicher zu stellen (vgl. Puschke 2005a; 2005b, Gilles 2006 oder Clauß 2006). Weiterhin ist mit Basel II ein weiterer externer Einfluss aus diesem Bereich zu nennen, der in Bezug auf die Fremdkapitalfinanzierung eine herausragende Bedeutung erlangt hat (vgl. Kerler 2003, Reining 2003, Tripp 2003a; 2003b, Jauernig et al. 2005: 126ff. und Schwolgin 2004c; 2005). Diese Aneinanderreihung von Einflussnahmen politisch-rechtlicher Art kann u.a. durch das Rechnungslegungsänderungsgesetz (RLÄG) in Österreich, das Gesetz zur Kontrolle und Transparenz im Unternehmensbereich (KonTraG) in Deutschland, die Novelle der Lenk- und Ruhezeitverordnungen im Straßenverkehr (EU-VO 561/2006) und die europaweite Einführung des digitalen Tachographen (RL 2006/22/EG) noch weiter fortgeführt werden – doch eine Berücksichtigung all dieser Einflüsse würde den Rahmen des Beitrags bei weitem sprengen.

- *Wettbewerb und Wirtschaftskonjunktur:* Wie bereits in den obigen Erläuterungen deutlich wurde, ist die Nachfrage nach Transport- und Logistikdienstleistung an und für sich eine abgeleitete Nachfrage und so in großem Maße konjunkturabhängig und fremdbestimmt. Dies zeigt sich auch in der Entwicklung der Treibstoffpreise der letzten Jahre, welche eine weitere große finanzielle Belastung darstellen, da sie aufgrund bestehender Marktgegebenheiten zumindest kurzfristig nicht adäquat an die Verladerschaft weitergegeben werden können (vgl. Heintze 2005 oder Beck 2006). Dies gilt insbesondere im Bereich des Straßengüterverkehrs, wo Forderungen nach Treibstoffzuschlägen allgemein auf große Widerstände stoßen, da der Wettbewerbsdruck aufgrund der niedrigen Markteintrittsbarrieren enorm hoch ist (vgl. Kummer et al. 2006a: 31ff.): Es steht gewissermaßen „jeden Tag ein Neuer, noch Dümmerer“ auf, der sogar zu noch schlechteren Konditionen weiterfährt.

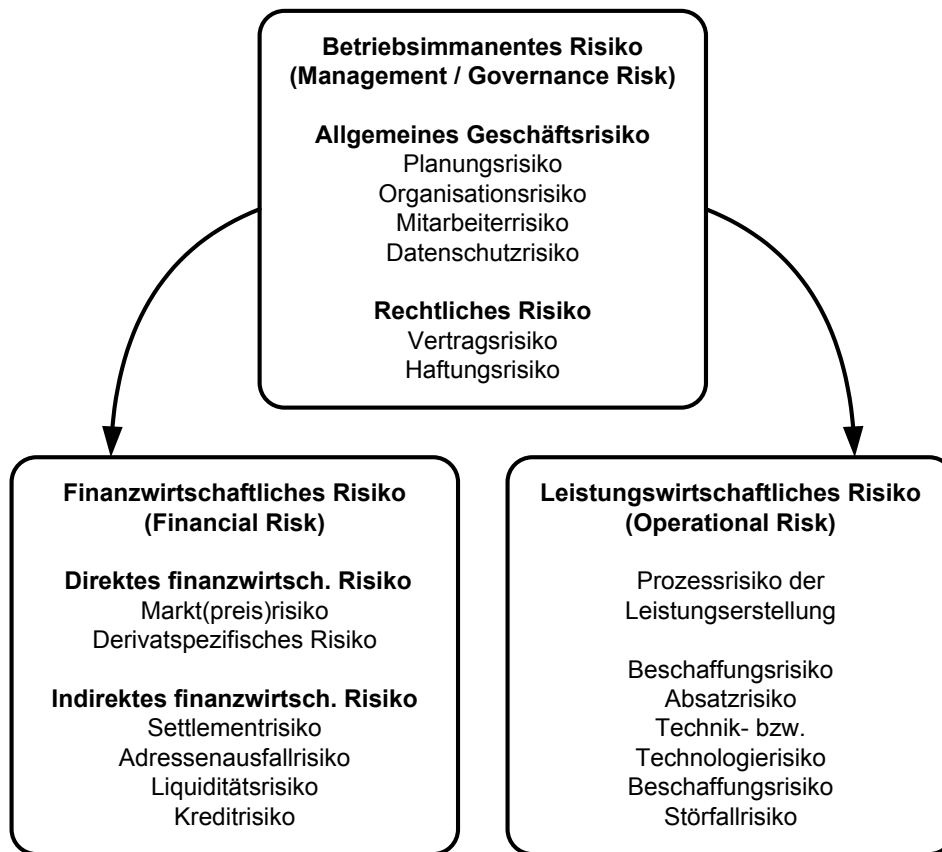
Die Ausführungen zeigen deutlich auf, dass diese äußeren Rahmenbedingungen unkontrollierbare, da nicht quantifizierbare Unsicherheiten darstellen, auf welche sich jedoch ein Unternehmen in der Transport- und Logistikdienstleistungsbranche einstellen muss, um langfristig zu

⁴ Unter Kabotage versteht man innerstaatliche Verkehre durch Unternehmen, die in einem anderen Staat ansässig sind, Dreiländerverkehre sind hingegen grenzüberschreitende Verkehre zwischen zwei Staaten durch Unternehmen, die in einem dritten Staat ansässig sind (vgl. auch Kummer/Schramm 2004: 183).

⁵ Der Begriff des Ausflagung stammt ursprünglich aus der Seeschifffahrt und bedeutet entweder die Abmeldung eines Fahrzeugs, um es in einem anderen Land wieder zuzulassen (direkte Ausflagung), oder den Erwerb und die Zulassung eines neuen Fahrzeugs in einem anderen Land (indirekte Ausflagung), wobei das Fahrzeug dann schwerpunktmäßig nicht im Zulassungsland eingesetzt wird (vgl. auch Kummer et al. 2006b: 6ff.).

überleben. Ausgehend von diesen o.g. Unsicherheiten ergeben sich nun auch Risiken in Form von quantifizierbaren bzw. mehr oder minder stark kontrollierbaren Elementen, die sich wie folgt unterteilen lassen (siehe **Abbildung 2**).

- *Finanzwirtschaftliche Risiken* (Financial Risks (FR)), wobei man hier grundsätzlich zwei Arten unterscheiden muss: Als direkte FR bezeichnet man Markt(preis)risiken wie Zins-, Währungs- und Preisrisiken, welche insbesondere aus der Marktvolatilität öffentlich gehandelter Waren und Finanzdienstleistungen herrühren. Üblicherweise kann in diesem Bereich eine zumindest teilweise Absicherung der Risikopositionen erfolgen (vgl. Bernstorff 2001:100ff. oder Happ/Stark 2006), woraus aber wiederum ein derivatspezifisches Risiko erwächst (vgl. u.a. Kummer/Schramm 2004: 102ff.). Weiterhin ergeben sich eine Reihe indirekter FR, die in Zusammenhang mit der Abwicklung finanzieller Transaktionen (Translationsrisiko), dem Risiko einer Sachwertminderung im Schadensfall (Sachwertausfallrisiko), dem Zahlungsverzug oder gar der Zahlungsunfähigkeit eines Geschäftspartners (Adressenausfallrisiko) oder einer unzureichenden Liquiditätssteuerung (Liquiditätsrisiko) zu sehen sind. Dies kann dann auch in Form des Kreditrisikos gravierende Auswirkungen auf die eigene Kreditfähigkeit haben.
- Die *leistungswirtschaftlichen Risiken* (Operational Risks (OR)) stehen in engem Zusammenhang mit der eigentlichen Transport- und Logistikdienstleistungserstellung (Prozessrisiko) – jedoch dürfen auch die Risiken der Ressourcenbeschaffung und des Absatzes nicht außer Acht gelassen werden. Das Technik- und Technologierisiko ist ein weiterer Aspekt, welcher zwangsläufig durch die intensive Nutzung moderner Transport-, Umschlags- und Lagermittel in Verbindung mit modernen Informations- und Kommunikationstechnologien entsteht, wobei hier Beschaffungs-, Leistungserstellungs- und Absatzprozesse gleichermaßen betroffen sein können. Darüber hinaus gibt es Risikobereiche wie z.B. Brandschutz, Gebäudesicherheit, Unfallschutz oder Umweltschutz, bei denen nicht nur an die minimale Erfüllung von aus den rechtlich-politischen Rahmenbedingungen entspringenden Vorgaben gedacht werden sollen, sondern auch die aus einem möglichen Störfall erwachsenden Konsequenzen vorausschauend in Betracht gezogen werden müssen. Alles in allem werden die OR im Allgemeinen unterschätzt, da sie – wenn überhaupt – selten explizit betrachtet werden (vgl. u.a. Keitsch 2004: 89ff.).
- In der Gruppe der *betriebsimmanenten Risiken* (Management oder Governance Risks (GR)) letztlich kann man im Wesentlichen die mit einer jeden unternehmerischen Tätigkeit verbundenen Risiken zusammenfassen, die sowohl im finanzwirtschaftlichen als auch leistungswirtschaftlichen Bereich des Unternehmens anfallen. Einerseits besteht ein allgemeines Geschäftsrisiko, wobei man neben dem planerischen und organisatorischen Risiko im Lichte einer allgegenwärtigen Wirtschaftskriminalität auch das Datenschutz- und Mitarbeiterisiko nicht außer Acht lassen darf (vgl. EHK 2006). Darüber hinaus sind Außenbeziehungen eines Unternehmens generell risikobehaftet, wobei Vertrags- und Haftungsrisiken bei Transport- und Logistikdienstleistungen als außerordentlich hoch eingeschätzt werden müssen. Dies zeigt sich u.a. in der andauernden Diskussion über die Schaffung und Anwendung von an die Erfordernisse des Logistikgeschäfts angepassten Allgemeinen Geschäftsbedingungen (Logistik-AGB) in Deutschland wie auch in Österreich (vgl. Benesch 2006 oder Hassa/Würmser 2006).

Abbildung 2: Betriebsimmanente, finanz- und leistungswirtschaftliche Risiken

Weiterhin erscheint ein enger Zusammenhang zwischen GR auf der einen und FR bzw. OR auf der anderen Seite evident, wenn man sich vor Augen führt, dass Managementfehler die mit Abstand häufigste Ursache für eine Insolvenz darstellen (vgl. u.a. Kummer et al. 2006:19ff.). Keitsch 2004: 207ff. spricht in diesem Zusammenhang auch von einem Dominoeffekt im wahrsten Sinne des Wortes: Eine durch Fehlentscheidungen der Unternehmensführung verursachte strategische Krise führt oft zur Ertragskrise und diese wiederum zur Liquiditätskrise, an deren Endpunkt oftmals die Insolvenz des Unternehmens steht. Weiterhin führt er eine Reihe handfester Gründe dafür an, welche wie folgt zusammengefasst werden können:

- *Produktmarktfähigkeit:* Die Marktfähigkeit eines Produktes (bzw. einer Dienstleistung) heißt nicht nur, dass es einen reißenden Absatz findet – aus den damit erzielten Erlösen müssen die laufenden betrieblichen Kosten gedeckt und ein hinreichender Gewinn erzielt werden, der auch eine Rücklagenbildung erlaubt.
- *Falsches Umsatzdenken:* Umsatz ist nicht gleich Gewinn, die Übernahme von immer mehr (Zusatz)aufträgen muss auch organisatorisch bewältigt werden. Weiterhin ist eine mögliche Unternehmensexpansion wohl zu überlegen, insbesondere wenn sie mit einer Großinvestition oder der Übernahme eines anderen Unternehmens einhergeht.
- *Forderungsausfälle:* Zahlungsschwierigkeiten oder gar -ausfälle von Auftraggebern bedeuten nicht nur keinen Zahlungseingang – es fehlen vielmehr in der Folge an anderer Stelle finanzielle Mittel und erfordern die Deckung des damit entstehenden zusätzlichen Finanzierungsbedarfs.

- *Finanzielle Reserven:* Ein großes Problem der Transport- und Logistikdienstleistungsbranche ist die allgemein niedrige Eigenkapitalausstattung⁶ in Verbindung mit der Erzielung geringer Gewinnmargen. Insbesondere bei kleinen bzw. mittelständischen Transportdienstleistern bedeutet dies, dass auch kleine Ursachen große Auswirkungen haben können, da aufgrund des anhaltenden Wettbewerbsdrucks ihre finanziellen Reserven inzwischen aufgebraucht sind.
- *Führungsproblem:* Letztlich können Unternehmenskrisen aus der Unternehmensstruktur selbst erwachsen: Da Unternehmen in der Transport- und Logistikdienstleistungsbranche häufig klein bis mittelständig und inhabergeführt sind, können mangelnde Managementkompetenzen, ungenügendes betriebswirtschaftliches Know-how, unangepasstes Führungsverhalten oder fehlende Nachfolgeregelungen sehr leicht zu schwerwiegenden Unternehmenskrisen führen (vgl. Jauernig et al. 2005:162f, Kummer et al. 2006a: 27f.).

Angesichts dieser aufgezeigten Rahmenbedingungen erscheint die bereits o.g. risikobewusste Unternehmensführung mittels eines integrierten Risikomanagementsystems erforderlich, dem in den beiden folgenden Abschnitten nachgegangen wird.

3. Aktives und passives Risikomanagement bei Transport- und Logistikdienstleistern

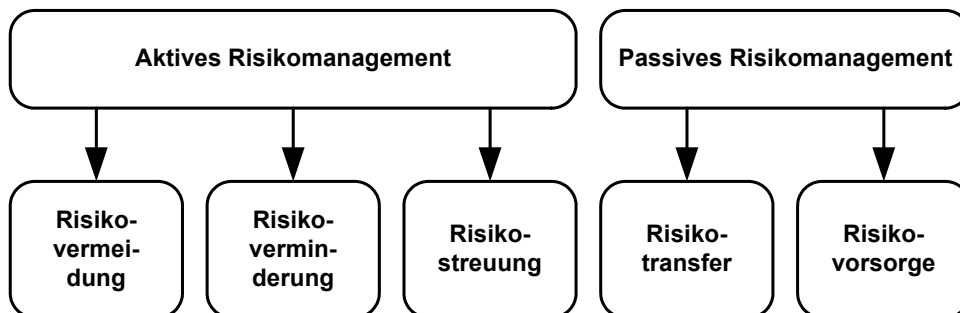
Hinsichtlich der Herangehensweise an die *Bewältigung bzw. Steuerung von Risiken* lassen sich zwei grundlegende Arten von Risikomanagement unterscheiden (vgl. Hölcher 2002: 13ff., Diederichs 2004: 188 oder Denk et al. 2006). Das *aktive Risikomanagement* beeinflusst direkt die Struktur eines Risikos, da durch geeignete Maßnahmen auf dessen Tragweite und Eintrittswahrscheinlichkeit direkt Einfluss genommen wird. Hinsichtlich des Grads der Einflussnahme auf eine vorgegebene Risikostruktur kann es weiter in Risikovermeidung, -verminderung und -streuung unterteilt werden (vgl. **Abbildung 3**).

- *Risikovermeidung* ist dabei die radikalste Maßnahme, da das Risiko faktisch ausgeschaltet wird durch Nullsetzung von Eintrittswahrscheinlichkeit und/oder Tragweite. Entsprechend sollte ein Transport- und Logistikdienstleister durchaus Aufträge von Verladern ablehnen oder die Kundenbeziehung gar ganz beenden, wenn deren Zahlungswillig- bzw. -fähigkeit in Frage gestellt ist. In letzter Konsequenz kann hier auch die Geschäftsaufgabe und der Unternehmensverkauf an Wettbewerber gesehen werden, bei der große internationale Konzerne wie Kühne und Nagel, DHL oder Thiel gerne zugreifen (vgl. Jauernig et al. 2005:105ff.).
- Bei der *Risikoverminderung* (bzw. -minimierung) wird versucht, Tragweite und Eintrittswahrscheinlichkeit eines Risikos auf ein akzeptables Maß zu senken, wobei ein gewisses Restrisiko bestehen bleibt. Ein Beispiel aus dem Bereich des Straßengüterverkehrs wäre, dass ein Frächter regelmäßig ältere durch neuere Nutzfahrzeuge ersetzt, bevor bei ihnen Verschleißerscheinungen eintreten, die nicht mehr durch eine Werksgarantie gedeckt werden.
- Die *Risikostreuung* (bzw. -begrenzung) ist eine weitere Alternative, bei der ein bestehendes Risiko in mehrere möglichst nicht positiv miteinander korrelierte Teilrisiken geringerer Tragweite aufgeteilt wird. So ist es denkbar, dass ein klein- bis mittelständischer Transport- und

⁶ KPMG 2003, IKB 2005 oder Kummer et al. 2005a zufolge hat die überwiegende Mehrheit der Transport- und Logistikdienstleister eine Eigenkapitalquote von unter 20% vorzuweisen.

Logistikdienstleister versucht, über die Diversifikation seiner unternehmerischen Aktivitäten und Akquisition eines breiten Kundenstamms aus unterschiedlichen Branchen gewissermaßen mehrere Standbeine aufzubauen, anstatt sich zu sehr auf ein bestimmtes Geschäftsfeld (oder Branche bzw. Kunde) zu fokussieren (vgl. Jauernig et al. 2005:95ff.). Eine weitere Möglichkeit der Risikostreuung besteht in der Zusammenarbeit mit anderen Transport- und Logistikdienstleistern auf bilateraler Basis oder dem Beitritt in ein Stückgutnetzwerk, um eine höhere Flächendeckung zu erzielen (vgl. Jauernig et al. 2005:84ff.).

Abbildung 3: Aktives und passives Risikomanagement



Quelle: in Anlehnung an Hölscher 2002: 14

Beim *passiven Risikomanagement* hingegen bleiben die gegebenen Risikostrukturen unangetastet, da entweder auf deren Tragweite und Eintrittswahrscheinlichkeit überhaupt kein Einfluss genommen werden kann oder dies wirtschaftlich nicht vertretbar ist. Dabei kann man zwei Herangehensweisen unterscheiden (vgl. Hölscher 2002: 15ff., Kalhöfer/Rücker 2002 oder Schwolgin 2004b):

- Im Falle des *Risikotransfers* erfolgt eine Überwälzung des Risikos auf andere, was oftmals aber nur in sehr beschränktem Maße möglich ist. So können in Kundenbeziehungen Haftungsbeschränkungen oder -ausschlüsse auf einzelvertraglicher Basis oder über den Einbezug entsprechender Allgemeiner Geschäftsbedingungen erfolgen oder es kann versucht werden, Vorkasse, Garantien oder Bürgschaften zu verlangen (vgl. Bernstorff 2001:49ff.). Eine weitere Möglichkeit des Risikotransfers besteht traditionell in der Beschaffung einer Versicherungsdeckung, die sich z.B. bei Transportdienstleistungen entweder am Warenwert (Warentransportversicherung) oder an einer gesetzlich vorgegebenen Mindesthaftung (Verkehrshaftungsversicherung) orientiert (vgl. Kummer/Schramm 2004: 136ff. oder Ehlers 2006). Für darüber hinaus gehende versicherbare Risiken ist es insbesondere für Logistikdienstleister ratsam, eine entsprechende Betriebshaftpflichtversicherung abzuschließen.
- Die *Risikovorsorge* bleibt dann letztlich übrig für Risiken, bei denen sich weder ein aktives Risikomanagement noch dessen Abwälzung auf andere lohnt oder überhaupt möglich ist. Das ist wiederum mit der Bildung von finanziellen Reserven verbunden, was aber oftmals an den anhaltend niedrigen Gewinnmargen und einer traditionell geringen Eigenkapitalausstattung scheitert (vgl. u.a. Jauernig et al. 2005:111ff.).

4. Der Aufbau eines integrierten Risikomanagementsystems

Nachdem im letzten Abschnitt die vielfältigen Möglichkeiten der Risikobewältigung bzw. -steuerung aufgezeigt wurden, stellt sich nun die Frage, wie man diese im Gesamtzusammenhang umsetzen kann. Der Vorschlag, der hier verfolgt wird, ist die Schaffung eines integrierten Risikomanagementsystems, das wiederum grob in drei Bereiche aufgeteilt werden kann (vgl. **Abbildung 4**).

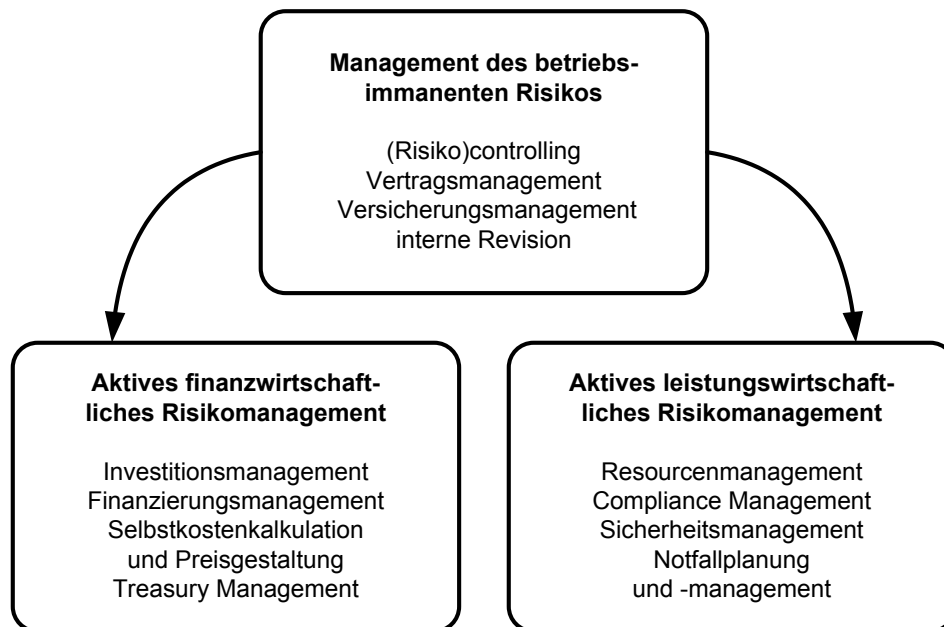
Abgesehen von einer risikoangepassten Gestaltung der Aufbau- und Ablauforganisation eines Unternehmens besteht das *Management des betriebsimmanenten Risikos* insbesondere aus Maßnahmen, die direkt folgenden Teilbereichen zugeordnet werden können:

- *(Risiko)controlling*: In der Unternehmenspraxis ist das Controlling allgemein durch eine Aufgabenenumeration gekennzeichnet, wobei dessen Schwerpunkte in der Planung, der Kontrolle und dem Bereitstellen von Führungsinformationen über ein entsprechendes Berichtswesen liegen (vgl. Küpper et al. 1990, Weber/Schäffer 2000 oder Stölzle/Placzek 2004). Weber 1998 zufolge kann das Controlling eines Unternehmens zu den fünf Führungsteilsystemen Planung, Information, Kontrolle, Organisation und Personalführung zugeordnet werden, wobei die Ausführung permanenter Soll-Ist-Vergleiche beim Planungs- und Kontrollsystem, die Verwertung und Aufbereitung von unternehmensrelevanten Informationen aus dem Informationssystem sowie die Entscheidungsunterstützung beim Personalführungs- und Organisationssystem wichtige Aufgabenfelder sind. Darüber hinaus greifen neuere Controllingansätze auch explizit Risikofragestellungen auf (vgl. u.a. Burger/Buchart 2002 oder Diederichs 2004), wobei an deren Ende eine entsprechende Risikoberichterstattung stehen sollte (vgl. Denk et al. 2006). Was den aktuellen Stand des Controllings bei Transport- und Logistikdienstleistern jedoch anbelangt, zeigen eine Reihe von Autoren (u.a. Schwolgin 2004a; 2005 oder Stölzle/Plazek 2004) einen erheblichen Nachholbedarf auf. Entsprechend sind die Unternehmen noch sehr weit entfernt von der Schaffung eines solchen risikoorientierten Controllings.
- *Vertragsmanagement*: Von Ausschreibungen großer Auftragsvolumina im mittel- bis längerfristigen Bereich abgesehen erfolgen Vereinbarungen über die Erstellung von Transport- und auch Logistikdienstleistungen zum überwiegenden Teil auf „Zuruf“, was eine zunehmende Bedeutung eines risikoorientierten Vertragsmanagements bedingt. Jedoch zeigt z.B. eine Studie aus Deutschland (Wieske 2006), dass die vertragliche Basis, auf deren Grundlage Logistikdienstleistungen erbracht werden, vielfach unzureichend ist. Darüber hinaus kann die Abwicklung von Ausschreibungen als von beiden Seiten aus verbesserungswürdig betrachtet werden (vgl. Jauernig et al 2005:178ff. oder Miebach 2005, die eine Art Best Practice aufzeigen). Weitere Möglichkeiten einer marktgerechteren Vertragsgestaltung wäre die Anwendung des aus dem Finanzbereich bereits wohlbekannten Vorgangs der Optionspreisbildung, der sich sehr gut für hoch standardisierte Transportdienstleistungen eignet (vgl. Tibben-Lembke/Rogers 2006).
- *Versicherungsmanagement*: Ein Management versicherbaren Risiken besteht wohlgermerkt nicht nur aus dem Einkauf von Policen und einer eventuell notwendigen Schadensabwicklung über einen Versicherer bzw. Versicherungsmakler – es sollte vielmehr ein integrativer Bestandteil eines Risikomanagementsystems sein. Doch der Weg dahin scheint lang zu sein:

DETECON 2005 zufolge ist das Versicherungsmanagement selbst in Großunternehmen derart unterentwickelt, so dass es kein unternehmensübergreifendes Bild der Risikolage und die daraus resultierende Ableitung geeigneter Maßnahmen ermöglicht. Die Folge ist, dass bei kleinen und mittleren Risiken eine Tendenz zur Überversicherung vorherrscht, während bei Groß- und Katastrophenrisiken die Unternehmen zu einer Unterversicherung neigen.

- *Interne Revision:* Zur Abrundung eines Risikomanagementsystems wird letztlich von vielen Autoren ein internes Überwachungssystem in Form einer unabhängigen Kontrollinstanz gefordert, welche weder in die o.g. Prozesse eingebunden ist noch für das Ergebnis ihrer Kontrolltätigkeit verantwortlich sein sollte (vgl. Lück et al. 2002:232ff., Diederichs 2004: 224ff. oder Keitsch 2004: 170ff.). Diese Anforderungen werfen aber gerade in kleinen und mittelständischen Unternehmen Probleme auf, so dass hier gegebenenfalls auf externe Hilfe in Form von Wirtschaftsprüfungs- oder Unternehmensberatungsgesellschaften zurückgegriffen werden sollte.

Abbildung 4: Teilbereiche eines integrierten Risikomanagements



In den Ausführungen zu den einzelnen Teilbereichen des Managements betriebsimmanenter Risiken wird deutlich, dass insbesondere das Vertrags- sowie das Versicherungsmanagement einen eher passiven Ansatz des Risikomanagements verfolgen, bei den anderen drei hingegen ein aktives Vorgehen zu verzeichnen ist. Dies gilt gleichermaßen für die in der Folge beschriebenen drei Domänen eines *aktiven finanzwirtschaftlichen Risikomanagements*:

- *Investitions- und Finanzierungsmanagement:* Die Investition in Transport-, Umschlags- und Lagermittel und deren Finanzierung erfordern ein vorausschauendes Entscheiden. Es bieten sich hierbei verschiedene Lösungsmöglichkeiten von der Finanzierung aus Eigenmitteln über Mezzaninkapital, Bankkredite bis hin zum Leasing an, wobei insbesondere hinsichtlich der Frächertätigkeit die Miete von Transportmitteln oder die Einsetzung von Subunternehmern auf der Basis von Lohnführverträgen mittlerweile viel ins Auge gefasste Alternativen darstellen

- (vgl. Jauernig et al. 115ff.).⁷ Bei letzterem wird dabei keine Investition in eigene Fuhrparkkapazitäten getätigt zugunsten der Ausübung einer reinen Speditions- bzw. Vermittlungstätigkeit.
- *Selbstkostenkalkulation und Preisgestaltung*: Um langfristig den wirtschaftlichen Erfolg des Unternehmens sicher zu stellen, ist es unbedingt notwendig, einen sowohl marktgängigen als auch kostendeckenden Preis für seine am Markt angebotenen Transport- und Logistikdienstleistungen zu finden. Jedoch offenbaren sich in der Unternehmenspraxis diesbezüglich oftmals erhebliche Defizite, da moderne Instrumente wie die z.B. von Weber et al. 2004 vorgeschlagene Prozesskosten- oder stufenweise Deckungsbeitragskostenrechnung als zu „akademisch“ empfunden werden. So werden allzu oft Transport- und Logistikdienstleistungen unfreiwillig zu Selbstkosten oder noch darunter angeboten, da z.B. die Frachtpreisermittlung bestenfalls auf alten Tarifwerken oder unverbindlichen Preisempfehlungen beruht, die seit ihrer letzten Aktualisierung immer wieder notdürftig durch pauschale Zu- bzw. Abschläge an die heutigen Gegebenheiten angepasst werden.
 - *Treasury Management*: Ein weiterer Ansatzpunkt liegt in der Optimierung des im Unternehmen gebundenen Umlaufvermögens durch ein aktives Management von Forderungen, Verbindlichkeiten sowie der Vorratshaltung (vgl. Schneider/Schuler 2004 oder Sure 2004), wobei letzteres branchenbedingt in diesem Kontext aber kaum Bedeutung besitzt). Im Falle von Transport- und Logistikdienstleistern hat dies starke Auswirkungen auf Rentabilität und Liquidität eines Unternehmens, da üblicherweise ein Großteil des Kapitals im Umlaufvermögen gebunden ist. Die Schaffung eines aktiven Forderungsmanagements und mit ihm das Sicherstellen einer zeitnahen Fakturierung, die Festlegung einheitlicher Zahlungsbedingungen sowie Vereinfachung und Beschleunigung der Forderungsliquidation erscheinen hierbei sehr probate Mittel zu sein. Zudem kann über eine Veräußerung bestehender Forderungen in Form von Factoring professionelle Hilfe in Anspruch genommen werden, was neben der raschen Freisetzung des gebundenen Kapitals u.U. auch die Führung einer Debitorenbuchhaltung erübrigen kann (vgl. Kummer/Schramm 2004:167ff, DVZ 2005 oder Boomhuis 2006). Darüber hinaus können im Rahmen eines aktiven Zahlungsmittelmanagements durch ein Hedging von Markt(preis)risikopositionen mittels Finanzderivaten, eine systematische Anlage kurzfristig nicht benötigter liquider Mittel oder das Netting bzw. Pooling von internationalen Zahlungsmittelströmen noch weitere Optimierungspotentiale erschlossen werden (vgl. Bernstorff 2001:100ff., Keitsch 2004: 23ff oder Kummer/Schramm 2004: 101ff.).

Die Komponenten eines aktiven leistungswirtschaftlichen Risikomanagements sind letztlich wie folgt zu umschreiben:

- *Ressourcenmanagement*: Anschaffungs-, Wartungs- und Einsatzplanung von Transport-, Umschlags- und Lagermitteln sowie deren Betriebsstoffe auf der einen und Mitarbeiterauswahl, -pflege und deren Einsatzplanung auf der anderen Seite sind die wichtigsten Komponenten für eine koordinierte Planung und Steuerung der wichtigsten Inputs zur Erstellung von Transport- und Logistikdienstleistungen. Stark unterschiedliche zeitliche Arbeitsanfälle unter Berücksichtigung des möglichen Ausfalls sowohl von Material als auch Mitarbeitern

⁷ KMPG 2003 zufolge wird eine Finanzierung aus Eigenmitteln bzw. Bankkrediten bevorzugt, die Finanzierung über Mezzaninkapital wird eher abgelehnt. Alternative Formen der Finanzierung wie z.B. Leasing im mittelfristigen und Miete im kurzfristigen Bereich stellen eine zunehmend häufigere Alternative dar, jedoch wenden die dortigen Anbieter mittlerweile auch Basel II konforme Ratingansätze an (vgl. u.a. Bottler 2005 oder Zimmermann 2006).

machen dies insgesamt zu einer sehr anspruchsvollen Tätigkeit, bei der leider allzu oft lediglich Kosten- und Effizienzüberlegungen in Betracht gezogen werden.

- *Sicherheitsmanagement*: Zentraler Bestandteil eines Sicherheitsmanagements ist ein Sicherheitskonzept, in dem alle relevanten Rahmenbedingungen, die Sicherheitsziele des Unternehmens sowie Maßnahmen zur Zielerreichung beschrieben bzw. definiert werden. Das Sicherheitskonzept stellt entsprechend die Basis für die Planung und Durchführung einzelner Sicherheitsmaßnahmen im Unternehmen dar. Ziel der Erstellung und Umsetzung eines Sicherheitskonzepts sollte dabei das Erreichen eines geplanten Sicherheitsniveaus unter Beachtung im Vorfeld bekannter Risiken sein. Schwerpunktbereiche liegen dabei in Präventionsmaßnahmen bezüglich IT-Infrastruktur, Betriebs-, Arbeits- und Umweltschutz, wobei allzu oft kein pro-aktives Agieren, sondern die bloße Reaktion auf geänderte rechtlich-politische Rahmenbedingungen den Ton angibt.
- *Compliance Management*: Um regelkonformes Verhalten bei den mittlerweile sehr strikten Transportsicherheits-, Zoll- und Außenhandelsvorschriften zu erzielen, genügt nicht nur ein eher mit innerbetrieblichen Belangen befasstes Sicherheitsmanagement, da der Fokus hier auf der Sicherheitsrelevanz von Beziehungen mit Unternehmensexternen (d.h. Verladern, Versendern bzw. Empfängern von Waren und Dienstleistungen) liegt (vgl. Puschke 2005b). Dies schließt so neben der Reorganisation einer bestehenden Aufbau- und Ablauforganisation vor allem die Regelung der Außenkontakte des Unternehmens mit ein, um hinreichende Sicherheitsmaßnahmen für eben dieses geforderte regelkonforme Verhalten zu schaffen.
- *Notfallplanung und -management*: Letztlich ist daran zu denken, dass alle o.g. Maßnahmen keinen vollständigen Schutz für alle Eventualitäten bieten können. Dies ist insbesondere der Fall, wenn man Einflüsse höherer Gewalt und dergleichen in seine Risikobetrachtung mit einbezieht. Entsprechend geht es hier eben nicht um Präventionsmaßnahmen, sondern um die konkrete Vorbereitung auf den Notfall. Beispiele in diese Richtung sind redundante Systeme und Backuplösungen im technischen Bereich, aber auch Festlegungen für ein effektives Krisenmanagement in Bezug auf die Kommunikation nach außen.

Zusammenfassung

Ausgehend von den aus den eingangs beschriebenen Rahmenbedingungen des Transport- und Logistikdienstleistungsmarktes entstehenden Unsicherheiten wurden im Rahmen dieses Beitrags betriebsimmanente, finanz- und leistungswirtschaftliche Risiken identifiziert, welche im Rahmen eines integrierten Risikomanagementsystems bearbeitet werden sollten. Dabei zeigte sich, dass nicht immer das Rad neu erfunden werden muss, sondern gerade die Kombination bereits erprobter Herangehensweisen des aktiven bzw. passiven Risikomanagements der Schlüssel zum Erfolg zu sein scheint.

Literaturverzeichnis

- Aberle, G. (1989) Der Spediteur als Generalist - vor einer neuen Aufgabenteilung im Verkehr. In: DVWG (Hrsg.) *Neue Aufgaben der Spedition im Rahmen verkehrslogistischer Entwicklungen*. Schriftenreihe der Deutschen Verkehrswissenschaftlichen Gesellschaft e.V. (DVWG) Nr. B116, 6-15
- Aberle, G. (2004) *Transportwirtschaft* (4. Aufl.). Oldenbourg: München
- BAG (2006) *Marktbeobachtung Güterverkehr: Zwei Jahre EU-Osterweiterung – Auswirkungen auf das deutsche Güterverkehrsgewerbe*. Bundesamt für Güterverkehr: Köln
- Beck, F. (2006) Am öligen Tropf. In: *Verkehrsrundschau* Nr.35/2006, 24-27
- Benesch, W.R. (2006) Haftung à la carte. In: *Dispo* Nr.6/2006, 32-33
- Bernstorff, C. Graf v. (2006) *Risiko-Management im Auslandsgeschäft*. Fritz Knapp Verlag: Frankfurt/Main
- Boomhuis, M. (2006) *Factoring als Finanzierung*. In: *Deutsche Verkehrszeitung* Nr.65 v. 01.06.2006, 12
- Bottler, S. (2005) Lkw-Vermieter stellen kritische Fragen. In: *Deutsche Verkehrszeitung* Nr.100 v. 23.08.2005, 9
- Burger, A. und A. Buchart (2002) *Risiko-Controlling*. Oldenbourg: München
- Clauß, R. (2006) Viel zu viel des Guten. In: *Deutsche Verkehrszeitung* Nr.112 v. 19.09.2006, 7
- Cordes, M., E. Hassa und A. Unger (2006) Grenzerfahrungen. In: *Verkehrsrundschau* Nr.32/2006, 21-23
- Denk, R., K. Exner-Merkelt und R. Ruthner (2006) Risikomanagement im Unternehmen – Ein Überblick. In: *Wirtschaft und Management* Vol 3(4), 9-40
- DETECON (2006) *Versicherungsmanagement in Grossunternehmen: Eine empirische Untersuchung*. DETECON Consulting: Zürich
- Diederichs, M. (2004) *Risikomanagement und Risikocontrolling*. Verlag Franz Vahlen: München
- DVZ (2005) Factoring bietet viel Potential. In: *Deutsche Verkehrszeitung* Nr.149 v. 15.12.2005, 8
- DVZ (2006) Hohe Kosten für wenig Sicherheit. In: *Deutsche Verkehrszeitung* Nr. 92 v. 03.08.2006, 11
- EHK (2006) *Wirtschaftskriminalität – Das diskrete Risiko* (Wirtschaft Konkret Nr.300). Euler Hermes Kreditversicherung: Hamburg
- Ehlers, H.C. (2006) Transportversicherung – Güterversicherung – Versicherung politischer Gefahren. In: *Transportrecht* Nr.1/2006, 7-15

- Einbock, M. (2006) Effects of the Austrian road toll system on companies. In: *International Journal of Physical Distribution & Logistics Management* Vol 36(2), 153-170
- Gilles, C. (2006) Im Fadenkreuz der Terrorfahnder. In: *VerkehrsRundschau* Nr.14/2006, 34-37
- Grandjot, H.H. (2006) Risikomanagement aus betrieblicher Sicht in einem Logistikunternehmen. In: B. Hector (Hrsg.) *Riskmanagement in der Logistik*. Deutscher Verkehrs-Verlag: Hamburg, 19-40
- Happ, T. und E. Stark (2006) Treasury als Instrument zur Risikominimierung in Corporates. In: *Wirtschaft und Management* Vol 3(4), 101-114
- Hassa, E. (2006) Attraktive Services. In: *VerkehrsRundschau* Nr. 33/2006, 34-37
- Hassa, E. und A. Würmser (2006) Skepsis überwiegt. In: *VerkehrsRundschau* Nr.16/2006, 26-31
- Heintze, A. (2005) Ignorierte Krise?, In: *Logistik inside* Nr.11/2005, 34-37
- Hölscher, R. (2002) Von der Versicherung zur integrativen Risikobewältigung: Die Konzeption eines modernen Risikomanagements. In: R. Hölscher und R. Efgem (Hrsg.) *Herausforderung Risikomanagement*. Gabler: Wiesbaden, 3-31
- IKB (2005), *Transport und Logistik: Bericht zur Branche* (IKB Information Dezember 2005). IKB Deutsche Industriebank AG: Düsseldorf
- Jauernig, C., U. Leschek, H.-P. Reisch und M. Stoll (2005) *Überlebensstrategien. Für mittelständische Transport und Logistikdienstleister*. Verlag Heinrich Vogel: München
- Kalhöfer, C. und U.-C. Rücker (2002) Das Selbsttragen industrieller Risiken durch die Bildung bilanzieller Reserven. In: R. Hölscher und R. Efgem (Hrsg.) *Herausforderung Risikomanagement*. Gabler: Wiesbaden, 429-450
- Keitsch, D. (2004) *Risikomanagement* (2. Aufl.). Schäffer-Poeschl: Stuttgart
- Kerler, S.W. (2003) *Fuhrpark- und Flottenmanagement - Praxishandbuch für Unternehmen mit eigenem Fuhrpark*. Heinrich Vogel: München
- Knight, F.H. (1921) *Risk, Uncertainty and Profit*. Houghton Mifflin: Boston, New York
- KPMG (2003) *KPMG Transportstudie 2003: Marktssystematik und Veränderungen in der Transport- und Logistikbranche Österreichs*. KPMG Financial Advisory Services: Wien, 2003
- Kranke, A. (2005) Maut fair verrechnen. In: *Logistik inside* Nr.01/2005, 36-43
- Kummer, S. und H.-J. Schramm (2004) *Internationales Transport- und Logistikmanagement*. WUV-Facultas: Wien
- Kummer, S. (2006) *Einführung in die Verkehrswirtschaft*. UTB: Wien

- Kummer S., M. Einbock und P. Nagl (2006a) *Beschreibung und Evaluierung der Auswirkungen von Insolvenzen in der Transportwirtschaft*. Forschungsbericht des Instituts für Transportwirtschaft und Logistik, Wirtschaftsuniversität Wien: Wien
- Kummer S., P. Nagl und M. Einbock (2006b) *Untersuchung der Bedeutung der Ausfluggung von Fahrzeugen und Darstellung der Auswirkungen auf die österreichische Volkswirtschaft*. Forschungsbericht des Instituts für Transportwirtschaft und Logistik, Wirtschaftsuniversität Wien: Wien
- Küpper, H.-U., J. Weber und A. Zünd (1990) Zum Verständnis und Selbstverständnis des Controlling. In: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft* Vol 60(3), 281-293
- Lambert D.M., J.R. Stock und L.M. Ellram (1998) *Fundamentals of Logistics Management*. Irwin McGraw-Hill: Boston u.a.
- Lück, W., M. Henke und P. Gaenslen (2002) Die Interne Revision und das Interne Überwachungssystem vor dem Hintergrund eines integrierten Risikomanagements. In: R. Hölscher und R. Efgem (Hrsg.) *Herausforderung Risikomanagement*. Gabler: Wiesbaden, 225-238
- Miebach (2005) *Der Ausschreibungs-Knigge für Logistikdienstleister*. Miebach Logistik GmbH: Frankfurt/Main
- Ojala, L.M. (1993) The Finnish Liner Shipping Market. In: Wijnolst, N., C. Peeters und P. Liebman (Hrsg.) *European Shortsea Shipping*. Lloyds of London Press: London, 233-244
- Puschke, M. (2005a) Unwissenheit schützt nicht vor dem Gefängnis. In: *Deutsche Verkehrszeitung* Nr. 152 v. 22.12.2005, 10
- Puschke, M. (2005b) *Die Compliance-Fibel*. Deutscher Verkehrs-Verlag: Hamburg
- Reining, F. (2003) *Basel II und die Finanzierung von Transport- und Logistikdienstleistungen*. 4. Logistics Forum Duisburg 20.02.2003
- Rosenkranz, F. und M. Missler-Behr (2005) *Unternehmensrisiken erkennen und managen*. Springer: Berlin u.a.
- Schmied, B. und C. Speidel (2004) *Handbuch EU-Osterweiterung – Analyse aus Sicht der österreichischen Güterbeförderung* (2. Aufl.). Arbeitsgemeinschaft internationaler Straßengüterverkehrsunternehmer Österreichs (AISÖ): Wien
- Schneider, C. und A. Schuler (2004) Working Capital Management bei Logistikdienstleistern zur Steigerung von Rentabilität und Liquidität. In: C. Schneider (Hrsg.) *Controlling für Logistikdienstleister*. Deutscher Verkehrs-Verlag: Hamburg, 147-162
- Schwolgin, A.F. (2004a) Stand und Entwicklungsperspektiven des Controllings von Logistikdienstleistern. In: C. Schneider (Hrsg.) *Controlling für Logistikdienstleister*. Deutscher Verkehrs-Verlag: Hamburg, 17-50

- Schwolgin, A.F. (2004b) Risikomanagement für Logistikdienstleister. In: C. Schneider (Hrsg.) *Controlling für Logistikdienstleister*. Deutscher Verkehrs-Verlag: Hamburg, 129-146
- Schwolgin, A.F. (2004c) Rating für Logistikdienstleister – Neue Anforderungen an das Controlling durch Basel II. In: C. Schneider (Hrsg.) *Controlling für Logistikdienstleister*. Deutscher Verkehrs-Verlag: Hamburg, 379-400
- Schwolgin, A.F. (2005) Herausforderungen für Logistikdienstleister durch Basel II. In: *BA Dialog* Nr.4, 133-146
- Stölzle, W. und T.S. Placzek (2004), Besonderheiten des Controlling kleiner Logistikdienstleister. In: C. Schneider (Hrsg.) *Controlling für Logistikdienstleister*. Deutscher Verkehrs-Verlag: Hamburg
- Sure, M. (2004) Kosten- und Liquiditätsoptimierung durch integriertes Working Capital Management. In: *Controlling* Nr.7/2004, 393-398
- Tibben-Lemke, R.S. und D.S. Rogers (2006) Real options: applications to logistics and transport. In: *International Journal of Physical Distribution and Logistics Management* Vol 36(4), 252-270
- Tripp, C. (2003a) *Externes Rating für Logistikdienstleister*. DVZ-Symposium Niedrige Zinsen durch erfolgreiches Rating Köln 09.09.2003
- Tripp, C. (2003b) *Logistik-Finanzierung nach „Basel II“ – Potenziale alternativer Finanzierungsformen*. DVZ-Symposium Strategien für weiteres Wachstum, Wiesbaden 01.10.2003
- UNCTAD (2004) *Container Security: Major Initiatives and Related International Developments*. United Nations Conference on Trade and Development: Genf
- Weber, J. (1998) Logistikmanagement – Verankerung des Flußprinzips im Führungssystem des Unternehmens. In: Isermann, H. (Hrsg.) *Gestaltung von Logistiksystemen* (2. Aufl.). Verlag moderne Industrie: Landsberg/Lech, 79-89
- Weber, J. und U. Schäffer (2000) Controlling als Koordinationsfunktion? – Zehn Jahre nach Küpper / Weber / Zünd. In: *kmp-Kostenrechnungspraxis* Vol 44(2), 109-118
- Weber, J., P. Voss und S. Trelle (2004) Logistik- und Supply Chain Controlling für Logistikdienstleister – Herausforderungen und Instrumente. In: C. Schneider (Hrsg.) *Controlling für Logistikdienstleister*. Deutscher Verkehrs-Verlag: Hamburg, 71-89
- Wieske, T. (2006) Rechtliche Rahmenbedingungen in der Logistik – zum Begriff der Logistik, den Formen der Vereinbarung und den Logistik-AGB. In: B. Hector (Hrsg.) *Riskmanagement in der Logistik*. Deutscher Verkehrs-Verlag: Hamburg, 41-60
- Zimmermann, U. (2006) Flexibel ohne Eigentum. In: *VerkehrsRundschau* Nr.14/2006, 20-22

Eigenmittelanforderungen nach Basel II¹

Quantitative Darstellung der Anforderungen für das Unternehmenssegment im Laufe der Konsultationsphase

Abstract

Die neuen Eigenkapitalregelungen von Basel II sehen im Bereich des Kreditrisikos neben dem auf externen Ratings basierenden Standardansatz die sog. internen Ratingansätze (IRB-Basisansatz und fortgeschrittener IRB-Ansatz) vor. Im Rahmen der IRB-Ansätze werden die Risikogewichte mittels einer stetigen Risikogewichtungsfunktion bestimmt, die im Laufe der Konsultationsphase mehrmals verändert wurde. Der Beitrag zeigt, dass sich die Risikosensitivität im Unternehmenssegment durch die vorgenommenen Veränderungen gegenüber den ursprünglichen Vorschlägen verringert hat.

According to the new capital adequacy framework of Basel II banks can calculate their capital requirements for credit risk by using the Standardised Approach, supported by external credit assessments, or the so called Internal Ratings-Based Approach (foundation and advanced IRB approach). In the IRB approach the risk weights are determined by a continuous risk weight function which was changed several times during the consultative process. The article shows that these adjustments have reduced the risk sensitivity in the corporate segment compared to the first proposals.



Georg von Pfösti
Oesterreichische Nationalbank

1. Einleitung

Die neuen Eigenkapitalregeln von Basel II, welche am 01.01.2007 bzw. für die fortgeschrittenen Ansätze am 01.01.2008 in Kraft treten, stellen eines der am heftigsten diskutierten Themen im Bankensektor in den letzten Jahren dar. Im Rahmen der Säule 1 – den Mindestkapitalanforderungen – sind im Kreditrisikobereich drei verschiedene Ansätze vorgesehen: Der auf externen Ratings basierende Standard-Ansatz sowie die beiden internen Ansätze IRB-Basisansatz und fortgeschrittener IRB-Ansatz.

Im Rahmen der internen Kreditrisikoansätze von Basel II werden die verschiedenen Kreditrisikoparameter mittels einer von den Aufsichtsbehörden vorgegebenen Funktion in ein Risikogewicht transformiert, das die Kapitalunterlegung bestimmt. Die Formeln zur Ableitung der Risikogewichte wurden im Laufe der Konsultationsphase – vom Zweiten Konsultationspapier des Basler Ausschusses für Bankenaufsicht (Basel Committee on Banking Supervision, BCBS) bis hin zu den Richtlinienvorschlägen der Europäischen Kommission, die im Sept. 2005 vom Europäischen Parlament angenommen wurden – mehrmals verändert. Diese Anpassungen wurden vorgenommen, um die vom Basler Ausschuss beabsichtigten Ziele zu erreichen, nämlich den Kreditinstituten Anreize zur Anwendung fortgeschrittener Kreditrisikoansätze zu schaffen sowie die Aufrechterhaltung von (insgesamt betrachtet) konstanten Kapitalanforderungen.

¹ Der vorliegende Beitrag entstand im Rahmen der Tätigkeit bei Accenture Wien.

Die Formeln wurden dabei in verschiedener Art und Weise verändert. Ursprünglich basierte die Berechnung des Risikogewichts im Unternehmenssegment auf einem Benchmark-Risikogewicht. Dieser Ansatz wurde durch eine direkte Berechnung der Eigenmittelanforderungen abgelöst, die ihrerseits mehrfach abgeändert wurde. In der letzten Phase des Konsultationsprozesses erfolgte die Anpassung nicht durch eine Veränderung der Formeln, sondern durch die Einführung eines einzelnen Skalierungsfaktors, der direkt Einfluss auf das Ergebnis nimmt. Im vorliegenden Beitrag werden diese Entwicklungen im Unternehmenssegment detailliert dargestellt.

Der Beitrag zeigt, dass sich die Risikosensitivität der Regelungen im Laufe der Konsultationsphase verringert hat. Für Unternehmen guter Bonität haben sich die Kapitalanforderungen gegenüber den ursprünglichen Vorschlägen erhöht, während sie sich bei Schuldnern schlechter Bonität verringert haben.

2. Formeln zu Ableitung der Risikogewichte im Laufe der Konsultationsphase

In diesem Abschnitt werden die im IRB-Ansatz vorgesehenen Formeln zur Ableitung der Risikogewichte bzw. deren Entwicklung präsentiert, beginnend mit dem Zweiten Konsultationspapier (Januar 2001) bis hin zu den vom Europäischen Parlament angenommenen Richtlinienentwürfen der Europäischen Kommission (Sept. 2005).

Auf das den IRB-Formeln zugrunde liegende mathematische Modell und eine nähere Erläuterung der einzelnen Parameter soll im Rahmen dieses Beitrags nicht eingegangen werden. Hierzu sei auf BCBS (2005a) und Cech (2004) verwiesen.

2.1 Zweites Konsultationspapier

Im Rahmen des Zweiten Konsultationspapiers² (CP2) geht man auf die Kreditrisikoparameter Ausfallwahrscheinlichkeit (probability of default, PD), die Verlustquote bei Ausfall (loss given default, LGD) und gegebenenfalls die Restlaufzeit ein. Im IRB-Basisansatz wird eine durchschnittliche Restlaufzeit der Kredite von drei Jahren unterstellt, sodass sich das Risikogewicht als Funktion von PD und LGD ausdrücken lässt:

$$RW_c = \frac{LGD}{50} * BRW_c(PD), \text{ höchstens aber } 12,5 * LGD, \text{ mit}$$

RW_c = Risikogewicht eines Unternehmenskredits in Abhängigkeit der PD und der LGD und

BRW_c = Benchmark-Risikogewicht eines Unternehmenskredits in Abhängigkeit einer PD, die auf einer LGD von 50% kalibriert wurde.

² Zu den folgenden Ausführungen zum Zweiten Konsultationspapier siehe BCBS (2001a), S. 38-40

Die Formel für das Benchmark-Risikogewicht (BRWc) ergibt sich folgendermaßen:³

$$BRWc(PD) = 976,5 * N(1,118 * G(PD) + 1,288) * \left(1 + 0,0470 * \frac{(1 - PD)}{PD^{0,44}} \right), \text{ mit}$$

$N(x)$ = die Verteilungsfunktion der Standard-Normalverteilung, d.h. der Wahrscheinlichkeit, dass eine normalverteilte Zufallsvariable mit Mittelwert 0 und Varianz 1 kleiner oder gleich x ist und

$G(z)$ = die Inverse der Verteilungsfunktion der Standard-Normalverteilung, d.h. derjenige Wert x für den gilt $N(x) = z$.

Im Rahmen des fortgeschrittenen IRB-Ansatzes erfolgt eine ausdrückliche Berücksichtigung der Restlaufzeit, sodass sich das Risikogewicht (RWc) als Funktion von PD, LGD und M ergibt:

$$RWc = \frac{LGD}{50} * BRWc(PD) * [1 + b(PD) * (M - 3)], \text{ höchstens aber } 12,5 * LGD$$

Die Sensitivität b des Anpassungsfaktors für die Restlaufzeit (M) hängt somit von der Ausfallwahrscheinlichkeit (PD) ab.

2.2 Modifikationen des Zweiten Konsultationspapiers

Die auf Basis des Zweiten Konsultationspapiers durchgeführten Untersuchungen (zweite Quantitative Auswirkungsstudie, QIS 2) zeigen für den IRB-Ansatz deutlich über den Standardansatz liegende Eigenmittelanforderungen. Dadurch hätten die Banken keinen Anreiz, auf einen internen Ansatz umzusteigen. Um diese Situation zu „bereinigen“, wurde vom Basler Ausschuss im November 2001 ein Dokument mit Modifikationen zum CP2 veröffentlicht, in dem vor allem die Risikogewichtungsfaktoren abgeändert wurden. Die Modifikationen erfolgten dabei nicht durch eine Veränderung der Parameter in den Januar-Gleichungen, sondern durch eine direkte Berechnung der Eigenmittelanforderungen (*capital requirements*, K) in den einzelnen Ratingklassen mit Hilfe der aus den PDs explizit zu bestimmenden Korrelationen (*correlation value*, R) und Laufzeitfaktoren (*maturity factor*, M) (vgl. Lawrenz / Schwaiger 2001: 12).⁴

$$R = 0,10 * \frac{1 - e^{(-50 * PD)}}{1 - e^{(-50)}} + 0,20 * \frac{1 - (1 - e^{(-50 * PD)})}{1 - e^{(-50)}}$$

³ Die PD wird hierbei als Dezimalzahl ausgedrückt.

⁴ Zu den folgenden Ausführungen siehe BCBS (2001b), S. 5

$$M = 1 + 0,047 * \frac{1 - PD}{PD^{0,44}}$$

$$K = LGD * N \left(\frac{1}{\sqrt{1-R}} * G(PD) + \sqrt{\frac{R}{1-R}} * G(0,999) \right) * M$$

$$RW_c = 12,5 * K$$

Die Eigenkapitalanforderungen werden nun vor den Risikofaktoren (RW) ermittelt, die Berechnung der Benchmark-Risikogewichte entfällt. Die zu unterliegenden Eigenmittel bzw. die Risikogewichtungsfaktoren werden sofort mittels der von der Aufsicht vorgegebenen LGD von 50% (für unbesicherte Unternehmenskredite) bestimmt (vgl. Lawrenz / Schwaiger 2001: 13). Gegenüber den Formeln aus dem Zweiten Konsultationspapier wurde zudem das in den Formeln implizierte Konfidenzintervall von 0,995 auf 0,999 erhöht und die vormals fixe Vermögenskorrelation von 0,2 durch eine von der PD abhängige (sinkende) Korrelation ersetzt (vgl. BCBS 2001b: 5).⁵

2.3 Drittes Konsultationspapier

Im Oktober 2002 initiierte der Basler Ausschuss die QIS 3 (BCBS 2003b), die bereits vor Fertigstellung des Dritten Konsultationspapiers die Auswirkungen der geplanten modifizierten Basel II-Vorschläge auf die Mindesteigenkapitalanforderungen untersuchen sollte. Im Großen und Ganzen wurden zwar die gewünschten Ergebnisse erzielt, jedoch wurde auch weiterer Korrekturbedarf sichtbar. So wurden im CP3 erneut die Formeln zur Ableitung der Risikogewichte modifiziert. Die Bandbreite der Korrelation wurde verändert und ein Faktor für die Restlaufzeitanpassung eingeführt (BCBS 2003a: 57-58).⁶

$$R = 0,12 * \frac{1 - e^{(-50 \cdot PD)}}{1 - e^{(-50)}} + 0,24 * \frac{1 - (1 - e^{(-50 \cdot PD)})}{1 - e^{(-50)}}$$

$$\text{Restlaufzeitanpassung } (b) = (0,08451 - 0,05898 * \log(PD))^2$$

$$K = LGD * N \left(\frac{1}{\sqrt{1-R}} * G(PD) + \sqrt{\frac{R}{1-R}} * G(0,999) \right) * \frac{1 + (M - 2,5) * b(PD)}{1 - 1,5 * b(PD)}$$

⁵ Die Modellierung einer inversen Beziehung zwischen der PD und der Ausfallkorrelation widerspricht den Ergebnissen zahlreicher empirischer Untersuchungen, die eine höhere Korrelation bei schlecht beurteilten Unternehmen feststellen. Eine Übersicht über empirische Untersuchungen zu dieser Thematik findet sich in von Pföstl (2005).

⁶ Um die Auswirkungen der CP3-Vorschläge auf die Mindestkapitalanforderungen zu untersuchen, wurden durch die nationalen Aufsichtsbehörden die (vorläufigen) Ergebnisse der QIS 3 bzgl. dieser letzten Änderungen angepasst. vgl. BCBS (2003b), S. 1

Zu den weltweiten Ergebnissen der QIS 3 siehe BCBS (2003b); für die Ergebnisse in Europa, Deutschland bzw. Österreich siehe zudem Europäische Kommission (2003b), Bundesbank (2003) bzw. OeNB (2003).

$$RWA = K * 12,5 * EAD$$

Einer Studie von *PricewaterhouseCoopers* zufolge führen die Vorschläge des Dritten Konsultationspapiers in der EU insgesamt zu einer Verringerung der Kapitalanforderungen von rund 5,3% gegenüber den aktuell gültigen Regelungen (Basel I), wobei hier auch die Kapitalanforderungen für das operationelle Risiko enthalten sind. Zwischen den einzelnen Kreditrisikoansätzen, den einzelnen Banken eines Landes sowie zwischen den einzelnen EU-Ländern gibt es allerdings erhebliche Unterschiede (vgl. PwC 2004: 31-35).

Aufgrund der in mehreren Ländern Europas heftig geführten Diskussion über potenzielle negative Folgen von Basel II für kleine und mittelständische Unternehmen (KMU) (99% der europäischen Unternehmen beschäftigen weniger als 250 Mitarbeiter und finanzieren sich überwiegend über Bankkredite) (vgl. Kommission der Europäischen Gemeinschaften 2001: 4) wurden auch hier Veränderungen vorgenommen. Obwohl KMU nach wie vor dem Unternehmenssegment zugeordnet werden, wurde eine umsatzabhängige Risikogewichtungsfunktion eingeführt (vgl. BCBS 2003a: 58), die eine Entlastung gegenüber Großunternehmen mit sich bringt.⁷ Des Weiteren können Kredite an KMU dem Retailsegment zugeordnet werden, wenn die kumulierte Kredithöhe weniger als eine Million Euro beträgt und bestimmte qualitative Faktoren erfüllt sind (vgl. BCBS 2003a: 13), wodurch bei allen Verfahren eine erhebliche Eigenmittelsparnis erzielt wird.⁸

Durch die Größenanpassung (Term: $-0,04 \times (1 - (S-5)/45)$) ergibt sich für KMU nachstehende Formel für die Korrelation. Jahresumsätze unter 5 Mio. Euro werden zum Zwecke der Größenanpassung wie Umsätze von genau 5 Mio. Euro behandelt. Stellt der jährliche Umsatz keinen geeigneten Indikator der Unternehmensgröße dar, sollen die Kreditinstitute das Gesamtvermögen des (konsolidierten) Unternehmens heranziehen, sofern dieses einen besseren Indikator präsentiert (vgl. Europäische Kommission 2004: 26).

$$R = 0,12 * \frac{1 - e^{(-50 \times PD)}}{1 - e^{(-50)}} + 0,24 * \frac{1 - (1 - e^{(-50 \times PD)})}{1 - e^{(-50)}} - 0,04 * \left(1 - \frac{S - 5}{45}\right)$$

Diese vorgenommenen Änderungen haben die Kapitalanforderungen für KMU guter und mittlerer Qualität deutlich sinken lassen. Forderungen an KMU, die dem Retail-Segment zugeordnet

7 Die größenabhängige Risikogewichtungsfunktion für KMU führt zu einer maximalen Entlastung von 20% (bei einem jährlichen Umsatz von 5 Mio. €) gegenüber großen Unternehmen. Im Schnitt soll die Entlastung rund 10% betragen. Durch diese getroffenen Maßnahmen werden somit die Kreditzinsen für KMU aus regulatorischen Gründen nicht steigen. vgl. Hofmann G. (2002), S. 552

Die Kreditverteuerungen, mit denen Unternehmen gegenwärtig und zukünftig konfrontiert sind (eine Analyse der KMU Forschung Austria auf Basis von rund 4.000 österreichischen KMU zeigt, dass sich im Zeitraum November 2003 bis Mai 2004 bei rund 17% der KMU die Kreditkonditionen verschlechterten, während sie sich bei rund 10% verbesserten; von der negativen Entwicklung sind vor allem Kleinstbetriebe betroffen; vgl. KMU Forschung Austria (2004a)), sind somit vielmehr auf die schlechte Qualität und die strukturellen Probleme (z.B. geringe EK-Quote, geringe Diversifikation der Produkte oder hohe Rückstellungen) dieser Unternehmen zurückzuführen. Eine Analyse der betriebswirtschaftlichen Situation österreichischer Unternehmen vor dem Hintergrund von Basel II findet sich in KMU Forschung Austria (20004b).

8 Rund 90% aller Unternehmen in Deutschland können der Retail-Klasse zugeordnet werden, wodurch die kreditgebenden Banken in den Vorteil einer geringeren Kapitalunterlegung kommen, selbst dann, wenn die Anforderungen für das operationelle Risiko miteinbezogen werden. vgl. Hofmann G. (2002), S. 552

werden können (ca. 40% der KMU in der EU), unterliegen ohnehin niedrigeren Anforderungen, da hierfür die Risikogewichtungsfunktion der Retail-Kredite herangezogen wird (vgl. BCBS 2003b: 8; PwC 2004: 47).⁹

Obwohl KMU oftmals eine höhere PD besitzen als große Unternehmen, sind die vorgenommenen Erleichterungen seitens der Aufsicht aufgrund der höheren Diversifikation in diesem Segment gerechtfertigt (vgl. Caruana 2003a: 2). Die dem Retail-Bereich unterstellte breite Risikodiversifizierung wird jedoch nicht von allen Beobachtern geteilt. Sollte dies nicht der Fall sein, würden die getroffenen Maßnahmen das Ziel von Basel II – die Erhöhung der Sicherheit des Finanzsystems – konterkarieren (vgl. Paul 2002: 561).

2.4 Basel II

Als Antwort auf das CP3 erhält der Basler Ausschuss über 200 Kommentare, die sich zum größten Teil auf die Kapitalunterlegung für das Kreditrisiko beziehen, wobei vor allem die Unterlegung sowohl des erwarteten als auch des unerwarteten Verlusts kritisiert wird. Basierend auf diesen Stellungnahmen aus der Bankenbranche und weiteren Prüfungen entschließt sich der Basler Ausschuss, die vorgeschlagenen Regelungen dahingehend zu modifizieren, dass sich das regulatorische Kapital zukünftig nur mehr auf die unerwarteten Verluste (unexpected loss, UL) bezieht (Caruana 2003b: 3).¹⁰ Diese Veränderung, die in die „Neue Basler Eigenkapitalvereinbarung“ (Basel II) vom Juni 2004 eingebaut wurde, wird sowohl von den Marktteilnehmern als auch der Europäischen Kommission begrüßt, sofern sich dadurch keine negativen Implikationen ergeben (vgl. Europäische Kommission 2003a: 2-3). Die Banken werden allerdings aufgefordert, die erwarteten Verluste (expected loss, EL) mit ihren anererkennungsfähigen Wertberichtigungen zu vergleichen. „Any shortfall should be deducted equally from Tier 1 and Tier 2 capital and any excess will be eligible for inclusion in Tier 2 capital subject to a cap.“ (BCBS 2004a: 1). Ist der errechnete EL-Betrag kleiner als die Wertberichtigungen der Bank, hat die zuständige Bankenaufsicht zu überprüfen, ob der EL die Bedingungen des Marktes, in dem die Bank tätig ist, vollständig widerspiegelt, bevor die Einbeziehung der Differenz in das Ergänzungskapital erlaubt wird (vgl. BCBS 2004b: 91).

Der erwartete Verlust für nicht ausgefallene Forderungen an Unternehmen, Staaten und Banken sowie Retail-Forderungen ist als $PD \cdot LGD$ zu berechnen. Für ausgefallene Forderungen müssen hingegen die bestmöglichen Schätzungen für den EL verwendet werden. Im Rahmen des IRB-Basisansatzes sind hierfür die aufsichtlichen Schätzwerte für die LGDs heranzuziehen (vgl. BCBS 2004b: 89-90).

9 Die von PwC durchgeführte Studie ergibt für Banken mit einem hohen Anteil an KMU- und Retail-Kunden eine gegenüber den derzeit gültigen Regelungen deutlich geringere Kapitalanforderung für das Kreditrisiko. In einigen Fällen wird die geringere Kapitalanforderung für das Kreditrisiko allerdings durch zusätzliche Anforderungen im Bereich des operationellen Risikos wieder ausgeglichen. Auch wenn erhebliche Unterschiede zwischen den verwendeten Risikoansätzen und den einzelnen Ländern zu verzeichnen sind, kann für alle Länder eine zumindest geringfügige Verringerung der Kapitalanforderungen festgestellt werden. Bei Banken, deren Kreditportfolio hingegen von Krediten an Staaten, Banken und Großunternehmen geprägt ist, fällt die Reduzierung der Kapitalanforderungen – sofern überhaupt – nur sehr gering aus. vgl. PwC (2004), S. 9, 47

10 In einer im Oktober 2003 veröffentlichten Presseaussendung der BIS hieß es hierzu: „[...] in the light of the comments received on CP3 and subsequent research undertaken by its working groups, the Committee decided to revisit the issue and to adopt an approach based on unexpected losses.“ BIS (2003), S. 2

Neben dem Vergleich der gebildeten Wertberichtigungen mit den erwarteten Verlusten führt die reine UL-Kalibrierung zu einer weiteren Konsequenz: Für ausgefallene Kredite sind keine Eigenmittel mehr vorzuhalten. Zurückzuführen ist dies auf das Basler Risikomodell, indem die LGD eine risikolose Konstante darstellt. Da in Wirklichkeit ausgefallene Kredite jedoch risikobehaftet sind (die tatsächlichen Verwertungserlöse sind nicht sicher) sollten nach Meinung der Deutschen Bundesbank auch für diese Positionen Eigenmittel hinterlegt werden, die vor allem adverse Konjunkturreinflüsse auf die Erlösquoten berücksichtigen (vgl. Bundesbank 2004: 81).

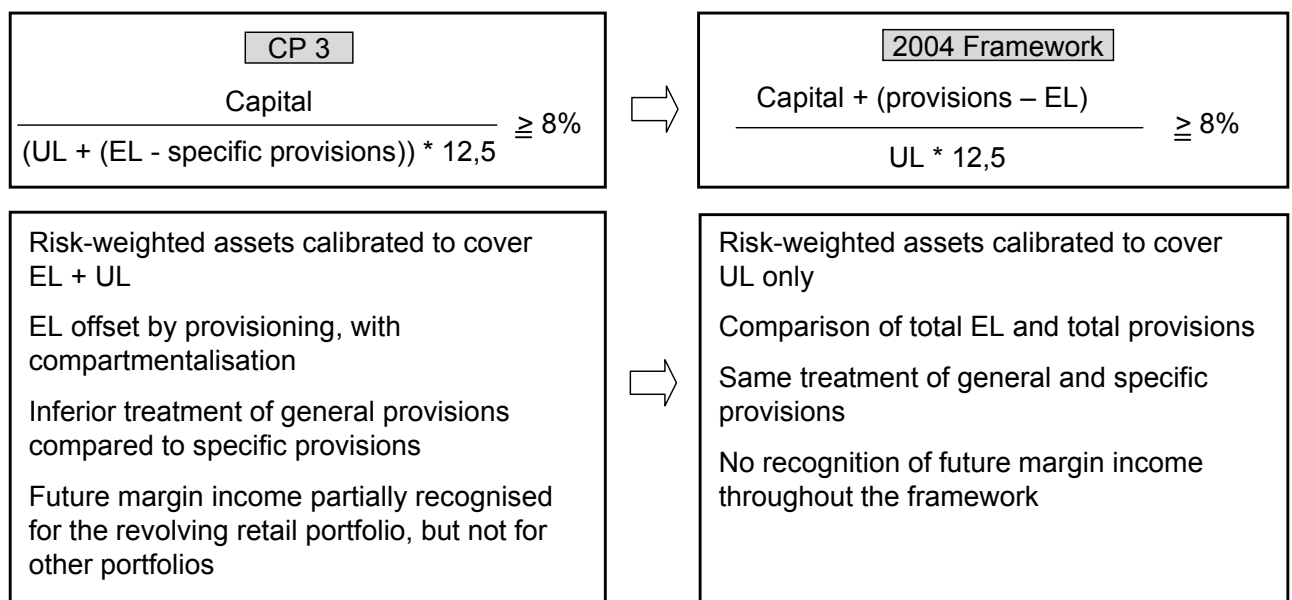
Die Formeln für die Restlaufzeitanpassung (b) und für die Kapitalanforderungen (K) verändern sich durch die ausschließliche Berücksichtigung des UL wie folgt (die Formel zur Berechnung der Korrelation bleibt unverändert) (vgl. BCBS 2004a: 1-2; BCBS 2004b: 67-68):

$$\text{Restlaufzeitanpassung } (b) = (0,11852 - 0,05478 * \log(PD))^2$$

$$K = LGD * \left[N \left(\frac{1}{\sqrt{1-R}} * G(PD) + \sqrt{\frac{R}{1-R}} * G(0,999) \right) - PD \right] * \frac{1 + (M - 2,5) * b(PD)}{1 - 1,5 * b(PD)}$$

Die Unterschiede zwischen den CP3- und den neuen auf dem UL basierenden Regelungen lassen sich wie folgt zusammenfassen:

Abbildung 1: Behandlung von EL/UL im IRB-Ansatz



Quelle: Himino (2004), S. 45

Tabelle 1: Berechnung Kapitalanforderungen für CP3- vs. Basel II-Formeln

S & P Ratingklasse	Ratingklasse Erste Bank/ Sparkassen	1-Jahres PD (1981-2002)	Formeln des CP3			Formeln Basel II						
			Kapitalanforderungen Standard- ansatz	Basis IRB- Ansatz	Zinskosten für reg. EK * Standard- ansatz	Kapitalanforderungen Standard- ansatz	Basis IRB- Ansatz	Zinskosten für reg. EK * Standard- ansatz				
AAA	1	0,00%										
AA+	2	0,01%	1,6%	1,18%	0,24%	0,18%	1,6%	1,15%	0,24%	0,17%	0,24%	0,17%
AA												
AA-												
A+	3	0,05%	4%	1,60%	0,60%	0,24%	4%	1,57%	0,60%	0,24%	0,60%	0,24%
A												
A-												
BBB+	4a	0,36%	8%	4,90%	1,20%	0,74%	8%	4,77%	1,20%	0,72%	1,20%	0,72%
BBB												
BBB-												
BB+	5a	0,52%	8%	5,87%	1,20%	0,88%	8%	5,67%	1,20%	0,85%	1,20%	0,85%
BB												
BB-												
B+	6a	3,29%	12%	10,18%	1,80%	1,80%	12%	10,54%	1,80%	1,58%	1,80%	1,58%
B												
B-												
CCC+	7	13,15%	12%	23,02%	1,80%	3,45%	12%	17,01%	1,80%	2,55%	1,80%	2,55%
CCC												
CCC-												
CC	8	27,87%	12%	32,61%	1,80%	4,89%	12%	19,88%	1,80%	2,98%	1,80%	2,98%
C												
SD												
D	R	n.v.		n.v.		n.v.		n.v.		n.v.		n.v.
			Investment Grade			Sub-Investment Grade						

Quelle: eigene Darstellung

* Kalkuliert mit einer Renditeerwartung der Eigenkapitalgeber von 15%.

Die neuerlich veränderten Formeln führen auf EU-Ebene zu einer Verringerung der Kapitalanforderungen gegenüber den aktuell gültigen Regeln von Basel I von rund 10%, d.h. zu einer zusätzlichen Reduzierung von rund 5% gegenüber den QIS 3-Ergebnissen (vgl. PwC 2004: 36).

Tabelle 1 widmet sich ausführlicher den aus der ausschließlichen Berücksichtigung des UL resultierenden Veränderungen auf die zu haltenden Eigenmittel. Berechnet werden die Kapitalanforderungen für unterschiedliche PD-Werte für den Standardansatz und den IRB-Basisansatz (LGD=45%, M=2,5) sowohl anhand der CP3- als auch der Basel II-Formeln. Zusätzlich werden die Zinskosten für das regulatorische Eigenkapital¹¹ berechnet, wobei hierfür eine Eigenkapitalrentabilität von 15% angenommen wird.¹² Erwartungsgemäß – schließlich sind die erwarteten Verluste nicht mehr zu berücksichtigen – sinken die Kapitalanforderungen bei Verwendung des IRB-Basisansatzes. Da sich diese neuesten Änderungen lediglich auf die IRB-Ansätze beziehen, bleiben der Standardansatz bzw. die sich unter seiner Verwendung ergebenden Kapitalanforderungen unverändert.

2.5 EU-Richtlinienentwurf

Aus Sicht des Basler Ausschusses führt die Fokussierung auf den unerwarteten Verlust zu einer zu geringen Kapitalunterlegung, um das Ziel der Aufrechterhaltung von (insgesamt) konstanten Kapitalanforderungen zu erreichen.¹³ Er bestätigte deshalb eine neuerliche Anpassung der Kalibrierung vor der Implementierung. Diese Anpassung soll dabei allerdings nicht durch Veränderungen in den Formeln, sondern getrennt von diesen durch die Einführung eines einzelnen Skalierungs-Faktors, der Werte größer oder kleiner eins annehmen kann und direkt auf das Ergebnis Einfluss nimmt, erfolgen. Der gegenwärtig beste Schätzer des Faktors beträgt 1,06, wobei die endgültige Bestimmung dieses Faktors auf den Parallelrechnungen von 2006 beruhen wird (vgl. BIS 2004, o. S.; BCBS 2004b: 4).

Im Richtlinienentwurf der Europäischen Kommission (EU-RE) (Juli 2004) wird dieser Skalierungsfaktor bereits berücksichtigt, sodass sich folgende Formel für die Berechnung des Risikogewichts (RW) für Unternehmen ergibt (vgl. Europäische Kommission 2004: 25):

11 Neben den Eigenmittelkosten, die die unerwarteten Verluste abdecken sollen, fließen noch weitere Komponenten in die Berechnung des Kreditrisikozinssatzes einer Bank ein, wie die (Standard-) Risikokosten (für erwartete Verluste). Neben diesen beiden in Abhängigkeit vom Kundenrating und den zur Verfügung gestellten Sicherheiten sowie vom gewählten Ratingansatz der Bank abhängigen Kalkulationsbestandteilen werden im Kreditzins auch die Refinanzierungskosten der Bank (abhängig vom Markt und vom Rating des Instituts), die Betriebskosten (abhängig von der Kostenstruktur der Bank) und schlussendlich auch eine gewisse Gewinnvorstellung (abhängig von der Strategie der Bank und der Bedeutung des Kunden) berücksichtigt. Der so ermittelte Basispreis kann noch in Abhängigkeit der Markt-/Konkurrenzsituation und der Gesamtkundenbeziehung verändert werden. vgl. Bruckner (2004), S. 31; Credit Suisse (2004), 16

Maudos, de Guevara (2004) untersuchen in einer aktuellen Studie die Determinanten der Zinsmargen in den wichtigsten europäischen Bankenmärkten (Deutschland, Frankreich, Großbritannien, Italien und Spanien) im Zeitraum 1993-2000 anhand der Daten von 1.826 Banken (15.888 Beobachtungen). Die Ergebnisse zeigen, dass die in den letzten Jahren sinkenden Zinsmargen von der Wettbewerbssituation in der Bankenbranche, dem Zins- und Kreditrisiko, den operativen Kosten und der Risikoaversion der Banken und auch von anderen (nicht im Modell berücksichtigten) Faktoren wie Opportunitätskosten oder Qualität des Bankmanagements abhängen.

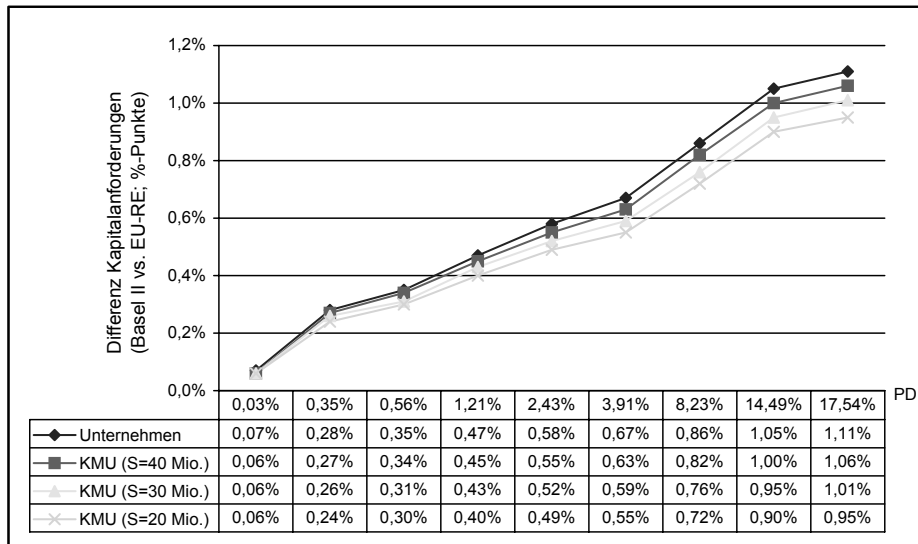
12 Die Kapitalanforderungen beim internen Ansatz sind bei den ersten beiden Klassen (d.h. PD von 0,00% auf 0,01%) deshalb gleich, da seitens der Vorschläge von Basel II eine minimale PD von 0,03% vorgesehen ist.

13 Die neuen Regelungen von Basel II sehen in den ersten Jahren Übergangsbestimmungen vor, nach denen die Mindestkapitalanforderungen ein bestimmtes Niveau nicht unterschreiten dürfen. Siehe dazu BCBS (2004b), S. 15-16

$$RW = LGD * \left[N \left(\frac{1}{\sqrt{1-R}} * G(PD) + \sqrt{\frac{R}{1-R}} * G(0,999) \right) - PD \right] * \frac{1 + (M - 2,5) * b(PD)}{1 - 1,5 * b(PD)} * 12,5 * 1,06$$

Die Einführung dieses konstanten und von der PD unabhängigen Faktors beeinflusst vor allem Schuldner schlechter Bonität, da sich hier die prozentuelle Erhöhung der Kapitalanforderungen von 6% stärker auswirkt als bei Unternehmen guter (bzw. besserer) Qualität.¹⁴ In Abb. 2, in der die Differenz der Kapitalanforderungen zwischen Basel II und dem Richtlinienentwurf der EU-Kommission (in %-Punkten) für Unternehmen und KMU gegenübergestellt wird, wird dies erkennbar.¹⁵ Die Bevorzugung von KMU gegenüber Unternehmen (bei gegebener PD) bzw. von kleineren KMU innerhalb des KMU-Bereichs bleibt aufgrund des konstanten Faktors erhalten. Kleine KMU mit einem guten Rating sind somit am wenigsten von dieser Veränderung betroffen.

Abbildung 2: Differenz der Kapitalanforderungen zwischen Basel II und den EU-RE-Formeln (in %-Punkten)



Quelle: eigene Darstellung

2.6 Richtlinienvorschläge der Europäischen Kommission und überarbeitete Rahmenbedingungen des Basler Ausschusses

Ende September 2005 hat das Europäische Parlament die Richtlinienvorschläge der Kommission zur Umsetzung von Basel II – nach zahlreichen Änderungen gegenüber den ursprünglichen Vorschlägen – angenommen (Europäische Kommission 2005). Mitte November veröffentlichte zudem der Basler Ausschuss eine aktualisierte Version des Basel II Akkords (BCBS 2005b). Gegenüber dem Richtlinienvorschlag der Europäischen Kommission vom Juli 2004 (siehe Abschnitt 2.5) haben sich in diesen Papieren die Formeln zur Ableitung der Risikogewichte im Unternehmenssegment allerdings nicht verändert, sodass die oben beschriebenen Formeln die aktuell gültigen darstellen.

¹⁴ Dies gilt zumindest für den Bereich, in dem die Kapitalanforderungen eine steigende Funktion der PD sind.

¹⁵ Die verwendeten PDs stammen aus Schwaiger (2003).

Eine neuerliche Anpassung der Formeln scheint jedoch nicht ausgeschlossen, da gegenwärtig eine Diskussion über den Skalierungsfaktor von 1,06 stattfindet. Auch eine geringfügige Senkung bzw. Erhöhung des Faktors hätte signifikante Auswirkungen auf die zu unterlegenden Eigenmittel. Beispielsweise würde bei einem Kreditvolumen (EAD) von 1 Mrd. Euro, einer durchschnittlichen PD von 0,3%, einer LGD von 45% und einer Maturity von 2,5 Jahren eine Senkung bzw. Erhöhung des Faktors auf 1,04 bzw. 1,08 die zu unterlegenden Eigenmittel um rund 870.000 Euro verringern bzw. erhöhen.

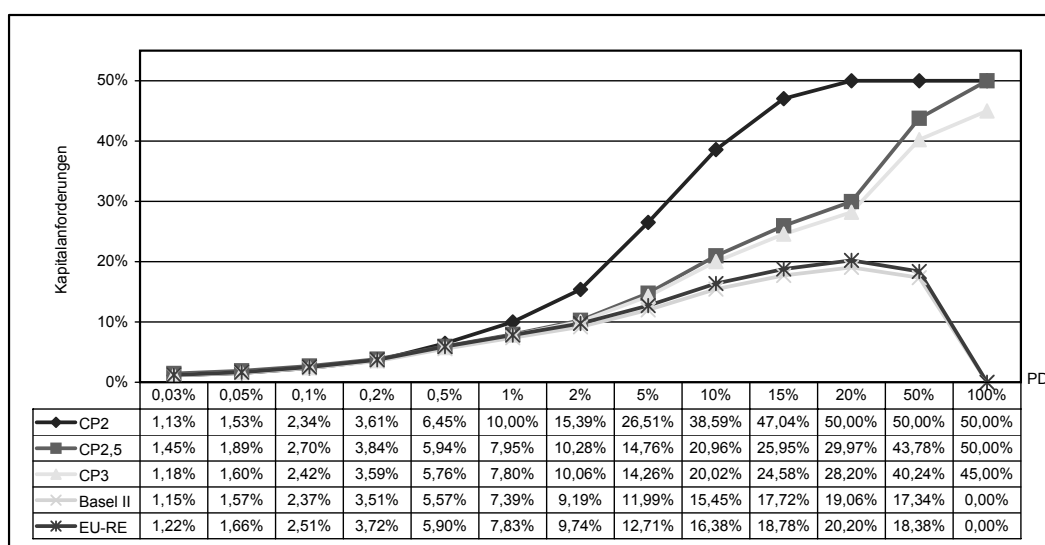
3 Kapitalanforderungen im Laufe der Konsultationsphase

Die quantitativen Auswirkungen dieser im Laufe der Konsultationsphase vorgenommenen Änderungen an den Formeln zur Ableitung der Risikogewichte auf die Kapitalanforderungen im Unternehmenssegment sind in Abbildung 3 (für den IRB-Basisansatz) dargestellt.¹⁶

Die Eigenmittelanforderungen sinken – mit Ausnahme bei Unternehmen mit einer sehr geringen PD (bis ca. 0,12%) – kontinuierlich bis zum Basel II-Papier des Ausschusses, bevor sie mit der Einführung des oben angesprochenen Skalierungsfaktors von 1,06 wieder etwas ansteigen. Zudem sind die Anforderungen nur mehr bis zu einer PD von rund 30% eine steigende Funktion dieses Parameters. Übersteigt die einem Unternehmen zugeordnete Ausfallwahrscheinlichkeit diesen Wert, sinkt die erforderliche Kapitalunterlegung (im Extremfall, d.h. bei einer PD von 100% auf 0); ein Sachverhalt, der sich damit argumentieren lässt, dass bei einer sehr hohen PD die erwarteten Verluste eines Kreditengagements zwar sehr hoch sind, die unerwarteten – und nur auf diese beziehen sich die neuen Regelungen – abnehmen.

Gegenüber den ursprünglichen Vorschlägen des Basler Ausschusses aus dem Jahr 2001 hat sich die Risikosensitivität der Kapitalanforderungen im Unternehmenssegment verringert. Für Unternehmen guter Bonität sind nunmehr mehr Eigenmittel zu unterlegen, für Schuldner schlechter Bonität hingegen weniger.

Abbildung 3: Entwicklung der Kapitalanforderungen für Unternehmen im Konsultationsprozess

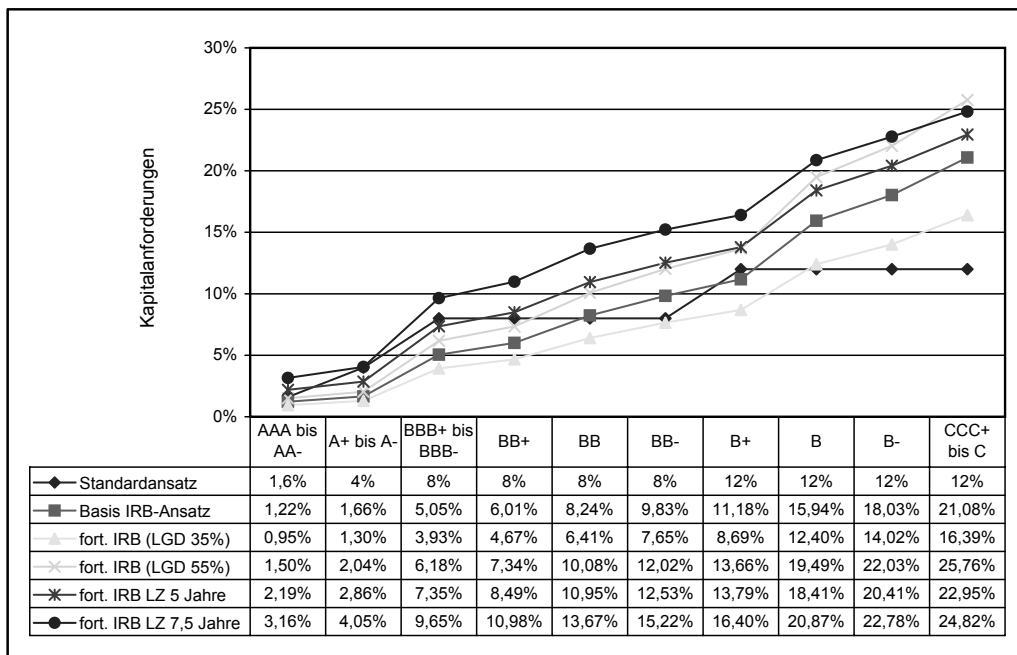


Quelle: eigene Darstellung

¹⁶ Die LGD beträgt für die CP2- und CP2,5-Formeln 50%, für die CP3-, Basel II- und EU-RE-Formeln 45%.

Die mittels der aktuellen Formeln ermittelten Kapitalanforderungen für Unternehmen unterschiedlicher Ratingklassen¹⁷ werden in nachstehender Abbildung für die verschiedenen Kreditrisikoansätze präsentiert. Neben dem Standard- und IRB-Basisansatz wird zusätzlich der fortgeschrittene IRB-Ansatz berücksichtigt, wobei in einem ersten Schritt die LGD um 10%-Punkte verändert (35% bzw. 55%) und in einem zweiten Schritt die Restlaufzeit erhöht (auf 5 bzw. 7,5 Jahre) wird (die anderen Parameter werden jeweils konstant gehalten, d.h. sie entsprechen den Werten im IRB-Basisansatz). Der Einfluss dieser Veränderungen der Inputparameter auf die Kapitalanforderungen wird klar erkennbar: Die Erhöhung bzw. Verringerung der LGD führt bei allen Ratingklassen zu einer Steigerung bzw. Reduzierung der Kapitalanforderungen im Ausmaß von rund 22% (in beide Richtungen). Die durch die längeren Restlaufzeiten verursachte Erhöhung der Kapitalanforderungen variiert hingegen sehr stark in Abhängigkeit von der PD, wobei sie vor allem bei Schuldnern guter Bonität ins Gewicht fällt.

Abbildung 4: Kapitalanforderungen für Unternehmen (EU-RE-Formeln) in Abhängigkeit der Ratingklasse



Quelle: eigene Darstellung

Für KMU ergeben sich durch die Einführung des Größenfaktors, die ausschließliche Berücksichtigung des unerwarteten Verlustes sowie durch den im Richtlinienentwurf der Europäischen Kommission vorgesehenen Faktor von 1,06 folgende Kapitalanforderungen in Abhängigkeit von der PD und dem Umsatz.

¹⁷ Die den einzelnen Ratingklassen zugeordnete PD entspricht jener von Tab. 1 auf S. 9.

Tabelle 2: Eigenkapitalanforderungen von KMU (EU-RE-Formeln)

		Umsatz (in Mio. €)									
		50	45	40	35	30	25	20	15	10	5
R D	0,03%	1,22%	1,19%	1,16%	1,13%	1,10%	1,07%	1,04%	1,01%	0,99%	0,96%
	0,05%	1,67%	1,62%	1,58%	1,54%	1,50%	1,46%	1,42%	1,38%	1,34%	1,31%
	0,1%	2,51%	2,45%	2,39%	2,33%	2,27%	2,21%	2,15%	2,09%	2,03%	1,98%
	0,2%	3,72%	3,63%	3,54%	3,45%	3,36%	3,28%	3,19%	3,10%	3,02%	2,93%
	0,5%	5,90%	5,76%	5,62%	5,48%	5,34%	5,20%	5,06%	4,93%	4,79%	4,66%
	1%	7,83%	7,64%	7,44%	7,25%	7,07%	6,88%	6,69%	6,51%	6,32%	6,14%
	2%	9,74%	9,49%	9,24%	8,99%	8,74%	8,49%	8,24%	8,00%	7,75%	7,51%
	5%	12,71%	12,36%	12,01%	11,66%	11,30%		10,60%	10,24%	9,88%	9,52%
	10%	16,37%	15,95%		15,10%	14,67%		13,79%	13,34%		12,42%
	15%	18,79%	18,35%	17,90%	17,45%	16,99%		16,05%	15,57%		
	20%	20,20%	19,77%			18,42%	17,95%	17,47%	16,99%		
	50%	18,48%	18,22%	17,96%	17,69%	17,40%	17,11%	16,80%	16,48%	16,14%	15,79%
	100%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%

Quelle: eigene Berechnungen (LGD = 45%; M = 2,5 Jahre)

4. Fazit

Die im Rahmen der internen Kreditrisikoansätze von Basel II vorgesehenen Formeln zur Ableitung der Risikogewichte im Unternehmenssegment haben sich im Laufe der Konsultationsphase mehrfach verändert. Zunächst beruhte die Berechnung des Risikogewichts auf einem sog. Benchmarkrisikogewicht, bevor mit den Modifikationen zum Zweiten Konsultationspapier (Nov. 2001) eine direkte Berechnung der Eigenmittelerfordernisse eingeführt wurde. Diese neuen Formeln wurden ihrerseits – als Antwort auf die Ergebnisse der durchgeführten quantitativen Auswirkungsstudien – mehrfach verändert. Hervorzuheben ist hierbei zum einen die Einführung der Größenanpassung für KMU, die eine Bevorzugung kleiner und mittlerer Unternehmen gegenüber großen Unternehmen zum Ergebnis hat. Zum anderen sind seit dem Basel II Papier vom Juni 2004 nur mehr unerwartete Verluste mit Eigenmitteln zu unterlegen. Damit wird die doppelte Erfassung der erwarteten Verluste verhindert. In der letzten Phase des Konsultationsprozesses wurden die Formeln durch die Einführung eines konstanten Skalierungsfaktors von 1,06 verändert, der direkt Einfluss auf das Ergebnis nimmt. Die Höhe dieses Faktors wird gegenwärtig diskutiert, sodass eine neuerliche Anpassung der Formeln nicht auszuschließen ist.

Als Ergebnis der in den letzten Jahren vorgenommenen Veränderungen an den Formeln zur Ableitung der Risikogewichte kann festgehalten werden, dass die Risikosensitivität im Unternehmenssegment abgenommen hat. Für Unternehmen guter Bonität sind gegenüber den ursprünglichen Vorschlägen mehr Eigenmittel zu unterlegen, für Unternehmen schlechter Bonität hingegen weniger.

Literaturverzeichnis

- BCBS; (2001a); Die neue Basler Eigenkapitalvereinbarung - Konsultationspapier; Januar 2001
- BCBS; (2001b); Potential Modifications to the Committee's Proposals; Nov. 2001
- BCBS; (2003a); Die Neue Basler Eigenkapitalvereinbarung - Konsultationspapier; April 2003
- BCBS; (2003b); Dritte Quantitative Auswirkungsstudie - Überblick über die weltweiten Ergebnisse; Übersetzung der Deutschen Bundesbank, Mai 2003
- BCBS; (2004a); Modifications to the capital treatment for expected and unexpected credit losses in the New Basel Accord; Jan. 2004
- BCBS; (2004b); Internationale Konvergenz der Kapitalmessung und Eigenkapitalanforderungen; Juni 2004
- BCBS; (2005a); An Explanatory Note on the Basel II IRB Risk Weight Functions; July 2005
- BCBS; (2005b); International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards. A Revised Framework; Nov. 2005
- BIS; (2003); Basel II: Significant Progress on Major Issues; BIS Press Release, 11. Oct. 2003
- BIS; (2004); Consensus achieved on Basel II proposals; Presseaussendung BIS, 11.05. 2004
- Bruckner B.; (2004); Übersicht und Vergleich der Kreditentscheidungsprozesse und Ratingverfahren bei österreichischen Banken; Studie im Auftrag der Kammer der Wirtschaftstreuhand, Wien, Mai 2004
- Bundesbank; (2003); Ergebnisse der dritten Auswirkungsstudie zu Basel II - Länderbericht Deutschland; Deutsche Bundesbank, Juni 2003
- Bundesbank; (2004); Neue Eigenkapitalanforderungen für Kreditinstitute; Deutsche Bundesbank, Monatsbericht Sept. 2004, S. 75-100
- Caruana J.; (2003a); Consequences of Basel II for SMEs; BIS Review 32/2003, July 2003
- Caruana J.; (2003b); Contemporary issues in credit risk; BIS Review 46/2003, Oct. 2003
- Cech C.; (2004); Die IRB-Formel zur Berechnung der Mindesteigenmittel für Kreditrisiko; Fachhochschule des bfi Wien, Working Paper, März 2004
- Credit Suisse; (2004); Basel II - Meilenstein der Bankenregulierung; Economic Briefing Nr. 36, <http://www.ratingaktuell-news.de/pdf/CSGBasell.pdf>, Zugriff: 04.05. 2004
- Europäische Kommission; (2003a); Review of Capital Requirements for Banks and Investment Firms. The Treatment of Expected and Unexpected Losses - Consultation Note; http://basel2.oenb.co.at/aktuelles/200311-consult-losses_en.pdf, Zugriff: 07.01. 2004

Europäische Kommission; (2003b); Review of the Capital Requirements for Credit Institutions and Investment Firms. Third Quantitative Impact Study: EU Results; <http://www.fma.gv.at/de/pdf/2003-05-.pdf>, Zugriff: 06.09.2003

Europäische Kommission; (2004); Anhang zum Vorschlag für neue Eigenkapitalrahmenanforderungen für Banken und Wertpapierfirmen; Juli 2004, http://www.europa.eu.int/comm/internal_market/regcapital/index_de.htm, Zugriff: 26.07.2004

Europäische Kommission; (2005); Europäische Richtlinienentwürfe (Basel II); Okt. 2005

Himino R.; (2004); Basel II - towards a new common language; BIS Quarterly Review, Sept. 2004, S. 41-49

Hofmann G.; (2002); Basel II und die Zukunft des Kreditgeschäfts in Deutschland; in: BFuP, 6/2002, S. 545-555

KMU Forschung Austria; (2004a); Verschlechterung der Kreditkonditionen für KMU; Pressemitteilung KMU Forschung Austria, 18.06.2004

KMU Forschung Austria; (2004b); Basel II: Betriebswirtschaftliche Situation der österreichischen Unternehmen; <http://www.kmuforschung.ac.at/de/Projekte/Basel%20II/Endbericht.pdf>, Zugriff: 25.07.2004

Kommission der Europäischen Gemeinschaften; (2001); Arbeitsdokument der Kommissionsdienststellen: Zugang zu Finanzmitteln für Unternehmen; Brüssel, Okt. 2001

Lawrenz J., Schwaiger W. S. A.; (2001); Basel II: Quantitative Impact Study für Österreich; Institut für Betriebliche Finanzwirtschaft, Universität Innsbruck, Dez. 2001

Maudos J., de Guevara J. F.; (2004); Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union; in: Journal of Banking and Finance, Vol. 28, Iss. 9, S. 2259-2281

OeNB; (2003); Auswirkungsstudie Österreichischer Banken zeigt: Basel II belohnt Fortgeschrittene Risikomanagementsysteme; Pressedienst der OeNB, 05. Mai 2003

Paul S.; (2002); Basel II - Kontrolle der Risikoposition von Banken im Spannungsfeld von Markt und Staat; in: BFuP, 6/2002, S. 556-573

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, April 2004

Schwaiger W. S. A.; (2003); Volkswirtschaftliche Auswirkungen von Basel II auf den österreichischen Mittelstand; TU Wien

von Pförtl G; (2005); Messung und Modellierung der Ausfallwahrscheinlichkeit von Krediten. Unter besonderer Berücksichtigung der Vorschläge der Neuen Baseler Eigenkapitalvereinbarung und der Vorgehensweise der Ratingagenturen; Verlag Dr. Kovač, Hamburg, 2005

Wertorientierte Banksteuerung

Abstract

Kapitalmärkte und Rating-Agenturen fordern auch in Österreich in zunehmendem Maße eine marktgerechte Kapitalrendite bei akzeptabler Volatilität, Top-Line- und Bottom-Line-Wachstum sowie eine hohe Transparenz der Unternehmenssteuerung. Verbreitet führen heute jedoch Brüche in der Steuerungslogik zu einer Entkopplung der operativen Unternehmenssteuerung von den Kapitalmarktzielen – es kommt zu einer Ausdehnung des bekannten Principal-Agent-Problems auch in die Organisation hinein.

Ein modernes wertorientiertes Steuerungskonzept übersetzt hingegen Kapitalmarkterwartungen in beeinflussbare Steuerungsgrößen auf operativer Ebene – es kommt zu einer Gleichschaltung der Interessen des Kapitalmarktes mit den Zielgrößen auf jeder Ebene des Unternehmens. Die wertorientierte Gesamtbanksteuerung besteht aus den Komponenten wertorientierte strategische Steuerung, wertorientierte operative Steuerung und wertorientierte Vergütung. Dieser Ansatz geht somit weit über die Berechnung bzw. den Ausweis wertorientierter Kennzahlen auf Geschäftsbereichsebene hinaus. Wichtiger Erfolgsfaktor ist die Operationalisierung des Konzeptes in die Steuerungsprozesse (z.B. Vertriebs- oder Kostensteuerung) der Bank.

Die Einführung eines wertorientierten Gesamtbankmanagements optimiert den Kapitaleinsatz und steigert die Profitabilität und Effizienz der Banken.

Capital markets and rating agencies increasingly require a market-adequate return on investment in combination with an acceptable volatility, top-line and bottom-line growth as well as a high transparency of corporate governance. Nowadays a divergent development of operational management and capital market targets is widespread and the well known principal – agent problem nowadays also affects organisations.

A modern value-oriented management concept, however, translates capital market expectations into influenceable performance indicators on an operational level, which results in a situation where capital market interests and operational targets on each corporate level are often considered to be the same. Value-oriented management consists of value-oriented strategic management, value-oriented operational management and value-oriented rewards. This approach therefore exceeds a simple calculation and report of value-oriented performance indicators on an operational level. The operationalization of this approach in terms of the management and steering processes (e.g. sales and cost controlling) represents a major success factor.

Ausgangslage/Motivation

Finanzinstitute stehen heute widersprüchlichen Anforderungen seitens Kapitaleigner und regulatorischen Instanzen gegenüber. Andererseits behindern historisch gewachsene Strukturen und Prozesse innerhalb der Bank eine effektive und effiziente Geschäftssteuerung. Daraus ergeben sich vielfältige Herausforderungen für die Finanzinstitute im Hinblick auf eine konsis-



Oliver Scheil
Accenture GmbH



Tatjana Eva Putz
Accenture GmbH

tente Messung und Steuerung von Erträgen, Risiken und Kosten. Eine Umfrage des weltweit agierenden Management-, Technologie- und Outsourcing-Dienstleisters Accenture hat ergeben, dass die Banken in Deutschland und Österreich noch eine große Zahl an Herausforderungen zu meistern haben.

Zur Studie

Im Winter 2005/2006 wurden im Rahmen der von Accenture durchgeführten Studie Banken in Deutschland und Österreich befragt. Zur Analyse der heutigen Banksteuerung wurde ein dreistufiger Fragebogen erstellt und an Finanzinstitute versandt. Die Ergebnisse dieser Befragung zur Umsetzung der drei Dimensionen der wertorientierten Gesamtbanksteuerung, „strategische Steuerung“, „operative Steuerung“ und „wertorientierte Vergütung“ in den Finanzinstituten wurden in der Accenture Studie „Wertorientiertes Bankmanagement“ zusammengefasst.

Die Ergebnisse der Studie zeigen fünf wesentliche Trends und Auswirkungen:

1. Kapitalgeber fordern marktgerechte Rendite im Vergleich zu Eigenkapitalkosten

Kapitalgeber fordern eine marktgerechte Rendite in Bezug auf ihre Opportunitätskosten. Der Fokus für die Finanzinstitute liegt somit auf einer Wertschaffung oberhalb der Eigenkapitalkosten. Diese Entwicklung wird unterstützt durch die Anforderungen der Rating-Agenturen, die verstärkt die wirtschaftliche Ertragskraft als Hauptfaktor für den langfristigen Erfolg eines Finanzinstituts messen. Dabei stehen heutige und zukünftige Wertschaffung und deren Volatilität im Mittelpunkt der Bewertung (Moody's 2001).

2. Regulatorische Änderungen erfordern Anpassungen in der Finanz- und Risikoanalyse und im Reporting

Finanzinstitute sehen sich heutzutage vielfältigen regulatorischen Anforderungen gegenüber. Diese sollen die angemessene Eigenkapitalausstattung von Banken sicherstellen und zielen darauf, einheitliche Wettbewerbsbedingungen zu schaffen. So beinhaltet die aktuelle Richtlinie des Basler Ausschusses für Bankenaufsicht „Basel II“ detaillierte Regelungen zur Eigenkapitalunterlegung von Risiken, dem bankenaufsichtlichen Überprüfungsprozess sowie zur Stärkung der Marktdisziplin und zur verstärkten Offenlegung von Informationen. Die Regeln werden offiziell in der Europäischen Union Ende 2006 in Kraft treten, finden aber bereits heute in der Praxis Anwendung. Die Umsetzung in deutsches Recht wird durch die „Mindestanforderungen an das Risikomanagement“ (MaRisk) für die „zweite Säule“ von Basel II sowie die Solvabilitätsverordnung (SolvV) für die „erste“ und „dritte Säule“ von Basel II erfolgen (Bank for International Settlements 2005).

Im Zuge der Umsetzung dieser Bestimmungen müssen die Finanzinstitute ihre Steuerungsmethodik mit den regulatorischen Anforderungen abstimmen und erweiterten Reportinganforderungen gerecht werden. Dies erfordert teilweise hohe Investitionen in die Finanz- und Risikoarchitektur.

3. Höhere Marktvolatilität und kürzere Produktlebenszyklen im Bankbereich erfordern schnelle Anpassungsfähigkeit

Durch die zunehmende Internationalisierung der Wirtschaft und die größer werdende globale Verflechtung der Finanzinstitute hat deren Abhängigkeit von Finanz-, Wirtschafts- und geopolitischen Zyklen stark zugenommen. Gleichzeitig wurde auch die Innovationsbereitschaft im Bankensektor gestärkt, wodurch die Produktlebenszyklen kürzer geworden sind.

Dies erfordert von den Banken die Fähigkeit, schnell und flexibel auf eine sich ständig ändernde Umwelt reagieren zu können. Darüber hinaus müssen die Institute in der Lage sein, Veränderungen zu antizipieren und deren Folgen auf das Finanzinstitut angemessen abzuschätzen.

4. Um den Transparenzanforderungen zu genügen, müssen die Steuerungsgrößen Ertrag, Risiko und Kosten über alle Geschäfts- und Funktionsbereiche konsistent gesteuert werden

Um eine durchgängige Steuerung auf allen Ebenen der Bank zu gewährleisten, ist die Integration von Erträgen, Risiken und Kosten in die Steuerung aller Geschäfts- und Funktionsbereiche notwendig. So müssen beispielsweise in der Planung und Steuerung des Vertriebsprozesses auch Kosten und Risiken adäquat berücksichtigt werden. Ebenso müssen Erträge im Kostenmanagement (z.B. über einen Zielkostenansatz) oder bei der Steuerung von Investitionen einbezogen werden.

Dies bedingt ein Abrücken von einem verbreiteten Silo-Denken zwischen den einzelnen Geschäfts- und Funktionsbereichen wie bspw. zwischen Vertrieb, CFO, CRO und COO.

5. Die steigende Komplexität der Berichtsansforderungen ist nicht mit einer herkömmlichen Daten- und IT-Architektur effizient abbildbar

Der Bedarf an Informationen steigt sowohl bankintern als auch extern durch Kapitaleigner und regulatorische Instanzen. Die Implementierung neuer Anforderungen erhöht meist die Komplexität der bestehenden Datenlandschaft. Die Herausforderung für die Banken besteht also in der Schaffung einer umfassenden und konsistenten Datenbasis. Dazu ist eine integrierte IT-Architektur notwendig, die über organisatorische Grenzen hinweg Auswertungen für die verschiedensten Zwecke erlaubt.

Die oben beschriebenen Anforderungen können mit einer Konzeption „Wertorientierte Gesamtbanksteuerung“ adressiert werden.

1 Wertorientierte Gesamtbanksteuerung

Die Konzeption der „Wertorientierten Gesamtbanksteuerung“ besteht aus den Ebenen der strategischen Steuerung, der Operationalisierung der Wertorientierung sowie der Verankerung auf allen Ebenen der Bank (Schierenbeck 2003).

Folgerichtig bilden die Steuerungslogik (strategische Ebene) und -methodik (operative Ebene) sowie die Verknüpfung der wertorientierten Steuerung mit dem Operating Model der Banken die wesentlichen Dimensionen der Analyse.

1.1 Strategische Steuerung

Die wertorientierte strategische Steuerung zielt zum einen auf die strategische Planung und Steuerung der Geschäftsfelder unter Einbezug der Kapitalkosten und des ökonomischen Kapitals (auf Basis risikoadjustierter Zielgrößen), zum anderen auf eine bankweite Risiko-Ertragssteuerung und ein aktives Risikomanagement.

1.1.1 Geschäftsfeldsteuerung

Der Einbezug der Kapitalkosten und des ökonomischen Kapitals in die Geschäftsfeldsteuerung bedingt die zunehmende Nutzung risikoadjustierter Ergebnismaße.

Vor allem größere Institute verwenden bereits heute das ökonomische Kapital zur Risiko- und Unternehmenssteuerung, was auf einen hohen Fortschrittsgrad bei der Umsetzung von Basel II hindeutet. Auch werden hier wertorientierte Steuerungsgrößen (z.B. EVA oder RAROC) eingesetzt, die es erlauben, Wertschaffung und dessen Wachstum absolut oder relativ zu messen (Accenture 2006).

Die Verknüpfung von Kapitalmarktanforderungen und strategischer Geschäftsfeldsteuerung erfolgt mittels des Wertbeitrags. Er kann durch operative Effizienz (v.a. Wachstum und Kostenposition) und durch Kapitaleffizienz (v.a. Risikoappetit, Kapitalallokation und Produktmix-Steuerung) beeinflusst werden. Die wertorientierte Geschäftsfeldsteuerung besteht aus der Planung und der Kapitalallokation, sowie aus der unterjährigen Messung und Gegensteuerung an den Werttreibern für die operative Effizienz und Kapitaleffizienz. Auch auf dem Gebiet der strategischen Steuerung nehmen große Banken eine gewisse Vorreiterrolle ein, da hier teilweise die Kapitalallokation bereits auf Portfoliobasis unter Berücksichtigung von Korrelationseffekten erfolgt, während in kleineren Instituten teilweise noch pauschal gesteuert und allokiert wird (Accenture 2006).

1.1.2 Kapitalallokation / Risiko-Ertragssteuerung

Die integrierte, bankweite Risiko-Ertrags-Steuerung und Optimierung des Geschäftsportfolios sind wesentliche Elemente des wertorientierten Managements. Dazu gehört die Messung von Markt-, Kredit- und operationellen Risiken, die bankweite Aggregation und die Identifikation und Beseitigung von Konzentrationen.

Darüber hinaus ist das aktive Risikomanagement und damit die Bewertung und Entscheidung über Weiterbehandlung des Risikos bei Produktabschluss (z.B. Übergang von „generate & hold“ zu „buy & sell“ bei Krediten) eine wichtige Komponente der Risikosteuerung. Die Banken nutzen damit die Möglichkeit, bestimmte Risikopositionen, die als nicht haltbar eingestuft werden, an den Kapital- und Risikomarkt weiterzugeben und so ihre eigenen Risikopositionen im Rahmen einer ganzheitlichen Risikosteuerung zu verbessern.

Ein drittes Element der Risikosteuerung ist die Schaffung eines wertorientierten Prozesses und von Rahmenbedingungen zur strategischen und taktischen Anpassungen der Risikobereitschaft sowie zur flexiblen Limitsetzung.

Vor diesem Hintergrund ist es zentral, dass die Steuerungsaufgabe vom Top-Management (also CEO und/oder CFO) getragen und gelebt wird. Dadurch wird auch der Transformationsprozess hinsichtlich der Operationalisierung der wertorientierten Steuerung begünstigt. Insgesamt ergab die erwähnte Accenture Studie, dass in großen Banken die Ausgestaltung der wertorientierten strategischen Steuerung und die Verankerung der wertorientierten Zielgrößen in den Planungs- und Steuerungsprozess bereits weiter fortgeschritten ist als in kleinen Instituten (Accenture 2006).

1.2 Operationalisierung der wertorientierten Steuerung

Die operative Ausgestaltung der wertorientierten Steuerung beinhaltet das Herunterbrechen der strategischen Ziele, die Verlinkung der Funktionsbereiche, Werkzeuge zur Entscheidung und Simulation sowie die Anpassung der Mikrosteuerung.

1.2.1 Herunterbrechen der strategischen Ziele

Um die strategischen Ziele zu operationalisieren muss die übergeordnete strategische Gesamtbankplanung mittels eines Werttreiberbaumes auf die Ebene der funktionalen Einheiten und schließlich in planbare, messbare, zuordenbare und beeinflussbare Ziele (Werttreiber) heruntergebrochen werden.

Die zentrale Rolle nimmt hierbei die überlappungsfreie Ausgestaltung des Werttreiberbaumes bis auf Aktivitätenebene ein. Die Zielgrößen der Funktionsbereiche können dann direkt aus den „Blättern“ des Werttreiberbaumes abgeleitet werden. In vielen Banken existiert heute noch kein über alle Ebenen stringenter Werttreiberbaum – häufig sind die Strukturen nur bis auf Geschäftsfeldebene, in einigen Fällen bis auf Produktgruppenebene ausgestaltet und meist sind nur einfache Kausalzusammenhänge berücksichtigt (Accenture 2006).

Diese Tatsache führt zu Brüchen in der Steuerungslogik, da die Zuordnung der Zielgrößen auf unterster Ebene nicht eindeutig erfolgen kann und somit die Vergleichbarkeit und Konsolidierbarkeit der Wertbeiträge einzelner Aktivitäten nicht mehr unmittelbar gegeben ist.

Im Sinne der wertorientierten Banksteuerung wird auch der ökonomische Beitrag der Geschäftsfelder, der auf strategischer Ebene über die Definition des Risikoappetits und der Kapitalallokati-

on erfolgte, auf Geschäftsfeldebene und schließlich auf weitere Ebenen des Werttreiberbaumes heruntergebrochen. Dabei spielt insbesondere das Konzept der Risiko-Ertragssteuerung unter Berücksichtigung von Portfolioeffekten eine zentrale Rolle.

Einen weiteren wichtigen Aspekt der Konzeption stellt die Verwendung eines Gegenstromverfahrens in der Steuerungslogik dar. Dieses Verfahren bezeichnet die Überprüfung der Realisierbarkeit der top-down erstellten und auf die einzelnen Werttreiber heruntergebrochenen Rahmenplanung durch den (regelmäßigen) Rücklauf einer bottom-up-Planung. Nur so kann sichergestellt werden, dass sich die top-down festgelegten Steuerungsziele mit den festgelegten Wertbeiträgen auf unterster Ebene decken. Die Planung im Gegenstromverfahren muss im Sinne einer flexiblen Steuerung auch unterjährig möglich sein, um die Wertbeiträge einzelner Einheiten zur Gesamtbank jederzeit messen und bei Bedarf unverzüglich gegensteuern zu können. Derzeit plant jedoch die Mehrzahl der Banken nur einmal jährlich im Gegenstromverfahren ohne unterjährige Adjustierungsmöglichkeiten (vgl. Accenture 2006).

1.2.2 Verlinkung der Funktionsbereiche

Die Verlinkung von Geschäfts- und Funktionsbereichen über bestimmte Werttreiber stellt die Voraussetzung für eine eindeutige Zurechenbarkeit von Wertbeiträgen auf die Bereiche dar. Eine solche Verlinkung ist nur mit einem überlappungsfreien Werttreiberbaum möglich und hat weitreichende Auswirkungen z.B. auf die Vertriebssteuerung, die Pricing-Kompetenzen sowie die Provisionierung.

In vielen Banken existiert heute noch kein überlappungsfreier Werttreiberbaum. Somit können die quantitativen Zielgrößen für die Bereiche nur grob aus den strategischen Zielgrößen abgeleitet und Abhängigkeiten zwischen den Bereichen nicht ausreichend berücksichtigt werden. Dadurch kann es zu Fehlsteuerungen bzgl. Kapazitäten, Vertriebsmengen und Risiken/Limiten kommen. Insbesondere fällt auf, dass das Kostenmanagement, dem heute überall ein hoher Stellenwert in der Banksteuerung zugemessen wird, nur in seltenen Fällen mit Ertrags-, Volumens- oder Risikozielen verlinkt ist (Accenture 2006).

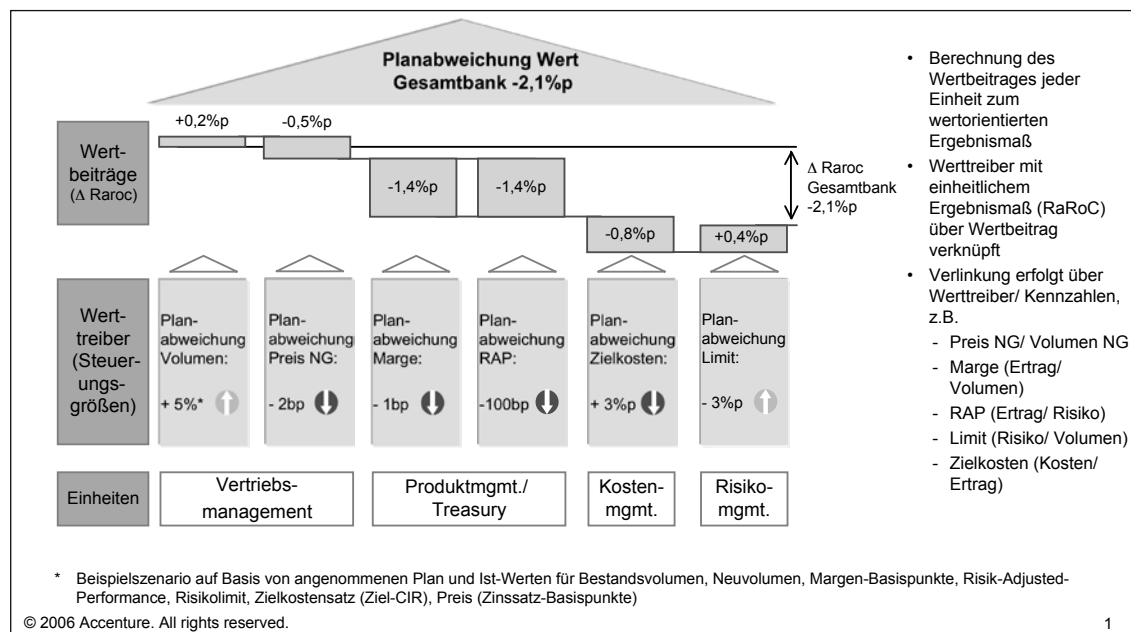
Eine Sonderstellung unter den Bereichen nimmt der Vertrieb ein, der vielfach wertorientiert über die Vertriebsleistung gesteuert wird. Dennoch mangelt es hier oft an der Durchsetzungsfähigkeit der Steuerung, da hohe Freiheitsgrade bei der Konditionengestaltung eingeräumt werden (Accenture 2006).

Die angesprochenen Brüche in der Steuerungslogik führen dazu, dass einzelne Bankbereiche lokal optimieren, ohne die Auswirkungen auf andere Bereiche adäquat zu berücksichtigen. Dies kann zu Ertragseinbußen und Kostensteigerung für die Gesamtbank führen. Ein Beispiel hierfür ist die Erreichung eines Kredit-Risikolimits. Als Gegenmaßnahme erfolgt durch das Risikomanagement die Direktive an den Vertrieb, bestimmte Produktverkäufe zu drosseln (Marketing- oder Preismaßnahmen). Dies führt im Vertrieb dazu, dass die dort vorgegebenen Volumen- und Erlösziele nicht erreicht werden können, sofern kein vollständiger Shift auf andere Produkte möglich ist. Auch das Produktmanagement kann durch diese Direktive betroffen sein, da möglicherweise

das Pricing prohibitiv angepasst wird. Schließlich wird im Kostenmanagement durch Änderungen im Absatz nur eine geringe Änderung der variablen Kosten erreicht, die CIR steigt.

Eine Verlinkung der Funktionsbereiche erfolgt über bestimmte Werttreiber, die zwischen den Bereichen verknüpft werden (z.B. Volumen und Marge Neugeschäft für den Vertrieb, Volumina und Kosten für das Kostenmanagement). So kann der Wertbeitrag jeder Einheit als Ergebnismaß bestimmt werden und eine Optimierung im Sinne der strategischen Zielgröße wird möglich.

Abbildung 1: Beispiel für eine Verlinkung



1.2.3 Entscheidungs-/Simulationswerkzeug

Eine weitere Komponente der operativen Steuerung ist ein automatisiertes Planungs- und Entscheidungsinstrument, das die Planung, Entscheidung und Maßnahmensimulation auf Basis des detaillierten überlappungsfreien Werttreiberbaums ermöglicht.

Dazu ist in einem ersten Schritt die Szenario-basierte top-down und bottom-up Beplanung der Einheiten auf der Ebene überlappungsfreier Werttreiber notwendig. Diese muss Auswirkungen der Veränderung von Planungsannahmen (z.B. Neugeschäftsvolumina, Kundenabfluss) oder Umweltfaktoren (z.B. Refinanzierungszinssatz) analysieren können, um schließlich Simulationen und die Überprüfung der Auswirkungen von Projekten (z.B. Produktmaßnahmen wie bspw. Produkt-Bündel, Marketing-Initiativen oder Effizienz-Maßnahmen) vorzunehmen. Notwendig dafür ist eine Verknüpfung des Tools mit den entsprechenden MIS-Systemen, um alle notwendigen Daten für die Planung und Entscheidung transferieren zu können.

Mit Hilfe der Planungs- und Entscheidungssimulation ist es möglich, sowohl bankinterne Sachverhalte abzubilden als auch externe Einflüsse zu simulieren. Dabei bildet dieses Tool im Idealfall eine akzeptierte Entscheidungsgrundlage für notwendige Anpassungen. Derzeit werden derartige Tools in vielen Banken nur zur Verifikation von Entscheidungen bzw. als eine Entscheidungs-

hilfe genutzt. Dies liegt unter anderem darin begründet, dass ein solches Tool in vielen Instituten noch immer Excel-basiert und häufig eine teilmanuelle Übertragung und Verarbeitung der Daten notwendig ist. Ohne einen überlappungsfreien Werttreiberbaum bis auf Aktivitätenebene sind auch unterjährige Neuplanungen im Gegenstromverfahren und die Steuerung der Wertbeiträge mit Hilfe des Planungs- und Entscheidungsinstruments noch nicht in vollem Umfang möglich (Accenture 2006).

1.2.4 Mikrosteuerung

Die Mikrosteuerung bricht die strategischen Zielgrößen auf eine Einzelgeschäftsebene herunter. Dabei wird innerhalb der Geschäftsfelder das Pricing und das Produktportfolio über die Vorkalkulation (Geschäftsfall-Entscheidung) sowie die Nachkalkulation (Reporting/ Controlling) gesteuert.

Ebenso wie auf strategischer Ebene muss auch in der Vorkalkulation die Integration der Wertorientierung erfolgen, indem in das Pricing Kosten und Risiken einbezogen werden und VOR dem Abschluss Verbundeffekte sowie die Marktfähigkeit der Preise berücksichtigt werden. Das Zielkostenmanagement ist dabei als marktorientiertes Instrument des strategischen Kostenmanagements aus Industrieunternehmen bekannt (Schierenbeck 2003: 610ff). Dabei steht die Frage im Mittelpunkt: „Was darf ein Produkt höchstens kosten, um es erfolgreich am Markt abzusetzen?“

Ein wertorientiertes Deckungsbeitragsschema für Aktivprodukte berücksichtigt idealerweise das ökonomische Kapital, wobei heute vielfach nur das regulatorische Kapital in die Vorkalkulation einfließt (Accenture 2006). Grundlage für die Kalkulation des Ergebnisbeitrags ist die Veränderung der Zielgröße, die neben dem Ergebnisbeitrag des Einzelgeschäfts und den variablen Stückkosten auch den Risikobeitrag des Geschäfts inkl. Portfolioeffekten einbezieht.

Der Wertbeitrag von Passiv-/Provisionsprodukten kann in vielen Banken derzeit vielfach nicht zuverlässig kalkuliert werden. Die Vorkalkulation geschieht häufig pauschal bzw. auf Basis eines Kosten-/Ertragsvergleichs, der nur die Stückkosten einbezieht (Accenture 2006).

Entscheidend für die korrekte Kalkulation der Ergebnisbeiträge der Geschäftsfälle ist die Qualität der Kosteninformationen, die dynamisch aktualisiert werden müssen. In vielen Banken werden die Kosteninformationen heute zumindest regelmäßig aktualisiert (z.B. 2-Jahres-Rhythmus). Jedoch erfolgt die Prozess- und Kapazitätsrechnung häufig noch auf Basis von veralteten Informationen und führt damit zu verfälschten Eingangsinformationen für die Kalkulation und damit in letzter Konsequenz zu einer falschen Berechnung des Wertbeitrags (Accenture 2006).¹

Im nachgeordneten Controlling ist ein kontinuierliches Performance-Monitoring unerlässlich. Ebenso sollte die Nachkalkulation der Ausgangspunkt für Profitabilitäts- und Insight-driven Analysen sein. Notwendig dazu ist die Deckungsbeitragsrechnung auf Basis der strategischen Zielgrößen, um die entsprechenden Risikobeiträge der Geschäftsfälle korrekt abzubilden. Weitere Vor-

¹ Sowie Accenture Erfahrungen.

aussetzungen sind Transparenz des Controllings durch die Bereitstellung des entsprechenden Instrumentariums (Cockpit) und eine einheitliche, vollständige Datenbasis (Controlling, Risiken, externes Rechnungswesen etc.).

1.3 Operating Model

Grundlage für die Umsetzung der wertorientierten Gesamtbanksteuerung ist zum einen die wertorientierte Vergütung, die maßgeblich zum „Leben“ der Wertorientierung in den Instituten beiträgt, zum anderen die Schaffung von organisatorischen und IT-/infrastrukturellen Voraussetzungen.

1.3.1 Wertorientierte Vergütung

Erst durch die Verknüpfung von wertorientierter Ergebnismessung mit der Vergütung kann die vollständige Umsetzung der wertorientierten Gesamtbanksteuerung über alle Ebenen erreicht werden.

Auch hier bildet ein stringenter und akzeptierter Werttreiberbaum die Basis für die Verknüpfung von quantitativen und wertorientierten Zielgrößen mit dem Anreiz- und Vergütungssystem. Dieser Vergütungsansatz sollte im Sinne einer wertorientierten Banksteuerung nicht nur für das Top-Management, sondern über alle Funktionsebenen gemäß den Werttreibern gelebt werden, so dass die Akzeptanz und Umsetzung der wertorientierten Gesamtbanksteuerung über die strategische Ebene hinaus auch auf dem operativen Level sichergestellt ist.

Die Ergebnisse der Accenture-Studie „Wertorientiertes Bankmanagement“ zeigen, dass die Relevanz der Verknüpfung von wertorientierter Steuerung und Vergütung im Sektor erkannt und teilweise auch bereits umgesetzt wurde. So existiert eine variable Vergütung vor allem für das Top- und Middle-Management mit einem variablen Anteil von ca. 30%. Insbesondere in großen Instituten orientiert sich der variable Anteil bereits verstärkt an wertorientierten Zielen (Accenture 2006).

1.3.2 Organisation

Um die wertorientierte Banksteuerung auf allen Ebenen des Institutes durchzusetzen, ist es von hoher Bedeutung, dass CEO und/oder CFO als Haupttreiber des wertorientierten Managements agieren. Daneben kommt den Geschäftsfeldern für die Ertragsmessung sowie den Funktionsbereichen für die Risiko- bzw. Kostensteuerung eine wichtige Rolle bei der Sicherstellung der Konsistenz von strategischer und operativer Ertrags-, Risiko- und Kostensteuerung zu. Gerade in kleineren Instituten ist die Verantwortung für die Steuerung derzeit noch auf die verschiedenen Bereiche verteilt, was zu Silodenken und suboptimaler Steuerung durch uneinheitliche Methodik führen kann (Accenture 2006).

1.3.3 IT und Infrastruktur

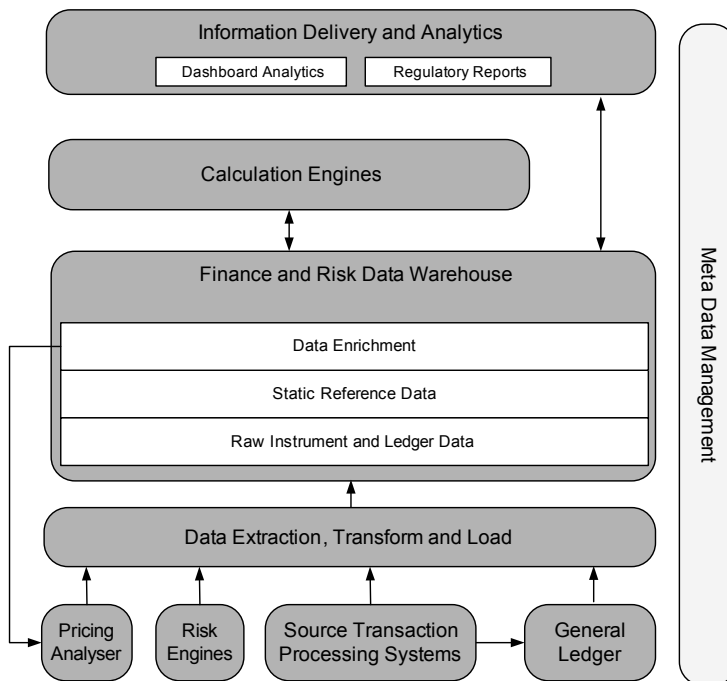
Das wertorientierte Bankmanagement stellt erhebliche Ansprüche an die Qualität und Effektivität der Datenbereitstellung und -analyse.

Die Datenqualität als Grundlage für alle Auswertungen hängt sehr stark von einem zentralisierten Metadatenmanagement, einer Standardisierung der Datendefinitionen sowie entsprechenden Datenvalidierungen ab, um Duplikationen und Inkonsistenzen zu vermeiden. Ein konsolidiertes Datawarehouse für Finanz- und Risikodaten mit einem konsistenten Datenmodell, das die entsprechenden Informationen aus dem ganzen Institut zusammenführt und eine schlanke General-Ledger-Architektur für eine einfache Berechnung der Daten sicherstellt, unterstützt die Effektivität der Datenbereitstellung.

Auf Basis der dargestellten Systemlandschaft (vgl. Abbildung 2) muss die Berechnung des ökonomischen Kapitals und risikoadjustierter Größen auf Instrumenten- und Kundenebene möglich sein. Ein Simulations- und Entscheidungsinstrument auf dieser Basis stellt sicher, dass Planung und Steuerung mittels Szenarien und Simulation stattfinden und zum Pricing sowie als Entscheidungsgrundlage genutzt werden können.

Schließlich erfolgt das Reporting auf einer einheitlichen Basis – „one single truth“. So ist die Konsistenz der unternehmensintern genutzten Reports und Auswertung mit den nach außen kommunizierten Botschaften sichergestellt.

Abbildung 2: Systemlandschaft Metadatenmodell

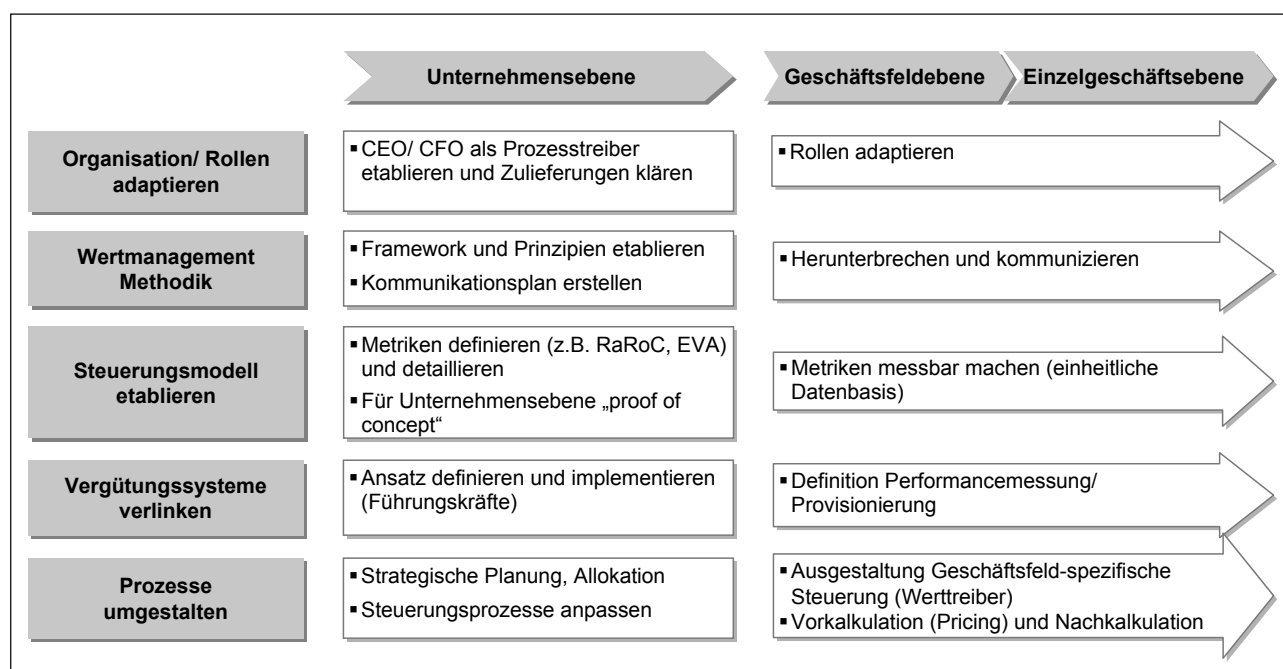


Die Accenture Studie „Wertorientierte Banksteuerung“ zeigt, dass die Realität in vielen deutschen Banken noch eine andere ist. Die Datenqualität in den Instituten ist als mangelhaft einzuschätzen: Daten werden häufig redundant und in heterogenen Definitionen vorgehalten. Oft existiert kein zentrales Metadatenmanagement. Dabei ist die Datenqualität bei kleineren Instituten noch hochwertiger als bei Großbanken, da bei letzteren die Prozess- und IT-Architektur meist historisch und heterogen gewachsen ist. Daneben sind die IT-Strukturen bei großen Instituten durch die höhere Geschäftskomplexität an sich als auch durch die Implementierung immer neuer Anforderungen häufig uneinheitlich. In der Folge entstehen ineffiziente, kaum noch wartbare Anwendungslandschaften, die wiederum die Datenqualität negativ beeinflussen. Auch die Effizienz der Datenverarbeitung ist bei den Instituten aufgrund teilmanueller Prozesse in der Auswertung und Analyse als gering einzuschätzen.

2 Umsetzung und Effekte

Die Umsetzung der wertorientierten Gesamtbanksteuerung muss top-down über alle Ebenen der Bank erfolgen (vgl. Abbildung 3).

Abbildung 3: Umsetzung der wertorientierten Banksteuerung



2.1 Die weitgehende Umsetzung der strategischen Steuerungskonzepte in den großen Instituten ergibt nur geringen Handlungsbedarf auf dieser Ebene

Dabei ist die Funktion von CEO und CFO als Prozesstreiber eine Grundvoraussetzung für die erfolgreiche Einführung der wertorientierten Banksteuerung. Weitere Erfolgsfaktoren sind die frühe Etablierung und Kommunikation einer wertorientierten Kultur und die Sicherstellung der Datenkonsistenz („one single truth“).

In vielen Instituten ist die strategische Steuerung bereits weit fortgeschritten. Darüber hinaus hat sie insgesamt nur geringe Auswirkungen auf das Operating Model der Bank (Prozesse, Systeme, Organisation) und kann daher meist vergleichsweise schnell realisiert werden.

2.2 Massiver Handlungsbedarf besteht dagegen in der Operationalisierung, insbesondere mit der Schaffung eines überlappungsfreien Werttreiberbaumes

Erst auf dessen Basis können die vielfach bereits gut definierten strategischen Ziele stringent und eindeutig heruntergebrochen werden.

So wird insbesondere auch die Voraussetzung geschaffen, die Vertriebssteuerung der Banken weiter zu optimieren, z.B. durch eine enge Kopplung von eindeutig zuordenbaren Wertänderungen an die Vergütung/Provisionen im Vertrieb. Dann bestimmt der Vertrieb seinen Freiheitsgrad selbst und wird zu einem Unternehmer im Unternehmen.

Neben der Optimierung einzelner Geschäftsbereiche stellt auch die Verwendung verlinkter Ziel- bzw. Steuergrößen eine weitere Aufgabe für die Institute dar.

2.3 Die Kalkulation muss auf aktuellen Kosteninformationen und ökonomischen Kapitalgrößen aufbauen

Vor- und Nachkalkulation sollten auf Basis von ökonomischem Kapital umgestellt werden. Dadurch kann es jedoch zu einer Bevorzugung von guten Bonitäten und einer Benachteiligung von mittleren/schlechten Bonitäten kommen. Der neue Pricing-Ansatz sollte diesen Effekt berücksichtigen bzw. abmildern.

Genaue Kosteninformationen sind wesentlicher Kerninput für effektives Pricing/Steuerung. Eine Prozesskostenrechnung sollte vorliegen und dynamisch aktualisiert werden. Es existieren verschiedene methodische Ansätze, um die Zurechnungsproblematik zu adressieren (z.B. marginale Zurechnung, Teilkostenrechnung etc.).

Dem Pricing von Provisions- und Passivprodukten sollte ein strenges Kriterium zu Grunde gelegt werden (z.B. marginale CIR-Schwelle).

2.4 Die Steigerung der Datenqualität und die Verschlankung der IT-Architektur unterstützen eine effektive und effiziente Steuerung

Ein konsequentes, zentrales Metadatenmanagement verbunden mit zentraler Datenhaltung in einem Data Warehouse steigert die Datenqualität erheblich. Darauf aufbauend kann die Datenverarbeitung im Sinne von Analyse und Reporting weitgehend automatisiert werden. Manuelle Prozessschritte werden dadurch eliminiert und die Datenqualität durch eine geringere Fehlerhäufigkeit zusätzlich erhöht.

Die IT-Architektur bildet gemeinsam mit der Datenarchitektur das Fundament für eine wertorientierte Steuerungsphilosophie. Speziell bei der Operationalisierung der Steuerung ist eine hohe Architektur- und Datenqualität wichtige Voraussetzung für eine effiziente Umsetzung und für die Akzeptanz der neuen Verfahren.

Die Einführung wertorientierter Methoden sollte daher auf Basis einer konsolidierten Architektur erfolgen. Ist die Architektur bei Einführung zu heterogen, besteht die Gefahr, dass Umsetzungskosten und -risiken steigen und die Akzeptanz schwindet.

Dabei kann die Konsolidierung durchaus in Schritten bzw. nach Architekturschichten vollzogen werden, wie z.B. Metadatenmanagement, Data Warehousing, Analyse- und Reportingtools.

Die Einführung des wertorientierten Bankmanagements optimiert den Kapitaleinsatz und steigert Profitabilität und Effizienz des Instituts.

Dies geschieht über folgende drei Nutzenhebel:

1) Optimierung des Risikomanagements und des Kapitaleinsatzes

Je granularer die Risikomessung erfolgt, je feiner also ein Institut in der Lage ist, die tatsächlichen Risiken abzuschätzen, desto zielgerichteter kann auch die Kapitalunterlegung erfolgen. Durch Aggregation von Risiken und ein Portfoliomanagement können Klumpenrisiken reduziert werden. Durch diese wertorientierte Kapitalallokation kann das benötigte Risikokapital reduziert und damit das Eigenkapital entlastet und das risikoadjustierte Gesamtergebnis gesteigert werden.

2) Steigerung der Effektivität der Organisation

Erfolgt der Steuerungsprozess über das gesamte Institut auf Basis einheitlicher Mess- und Steuergrößen, so erhöht das die Effektivität der Steuerung und kann so zu einer langfristigen Ertragssteigerung und Kostenreduktion führen. Dies gilt allerdings nur unter der Voraussetzung, dass sämtliche Funktionsbereiche durch Wertbeiträge und Werttreiber miteinander verlinkt sind. Die Einführung von wertorientierten Vergütungs-/Provisionierungssystemen unterstützt die organisatorische Verankerung einer ganzheitlichen Steuerungslogik in den Banken und kann so ebenso zur Steigerung der Effektivität und zur Ertragssteigerung beitragen. Schließlich sorgt noch ein risikoadjustiertes Pricing und aktives Portfoliomanagement für ein erhöhtes risikoadjustiertes Ergebnis.

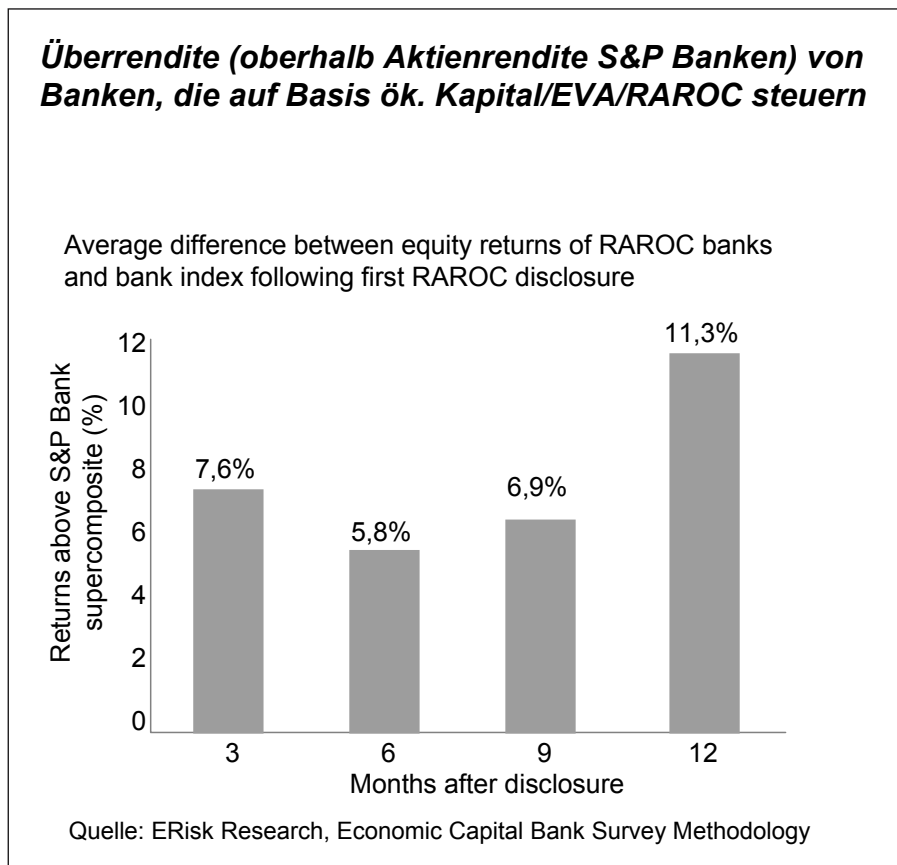
3) Steigerung der Effizienz

Mit Hilfe eines Zielkosten-basierten Vorgehens kann die Effizienz durch die verursachungsgerechte Zuordnung der Kosten je Produkt und eine ex-ante Bestimmung der maximal zulässigen Stückkosten bei geplanter Produktionsmenge gesteigert werden.

Darüber hinaus können durch die Vereinfachung der Infrastruktur hin zu einheitlichen Tools und einer einheitlichen Datenbasis sowie durch die Automatisierung der Prozesse laufende Prozess- und IT-Kosten gesenkt werden sowie die Qualität der Daten gesteigert werden.

Neben diesen unmittelbaren Effekten hat die Einführung und durchgängige Umsetzung der wertorientierten Gesamtbanksteuerung auch einen großen Einfluss auf die Kapitalrendite und damit den Marktwert einer Bank. Durch eine reduzierte Kapitalbindung, gesteigerte Erträge sowie gleichzeitige Kostenreduktion kann die Eigenkapitalrendite um bis zu 5%-Punkte gesteigert werden (Accenture Point of View). Gleichzeitig wurde eine direkte Korrelation zwischen dem ökonomischen Wert und dem Marktwert von Banken nachgewiesen (vgl. Stern Stewart Performance 1000 Database), so dass Banken, die wertorientiert steuern, regelmäßig höhere Rendite erwirtschaften als der Branchendurchschnitt (vgl. Abbildung 4). Deutsche Banken belegen allerdings im internationalen Vergleich der wertorientierten Performance derzeit noch hintere Plätze.

Abbildung 4: Überrendite von Banken, die auf Basis des ökonomischen Kapitals/EVA/RAROC steuern



Literaturverzeichnis

Accenture (2006): Studie "Wertorientiertes Bankmanagement". www.accenture.com (Bestellung bei Dr. Ralf Miller, ++49 617394 66378).

Accenture (2005) Point of View „Integrierte Finanz- und Risikoarchitektur“

Bank for International Settlements (2005): International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards - A Revised Framework. Basel.

Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) (2005): Rundschreiben 18/2005 Mindestanforderungen an das Risikomanagement. Bonn.

Moody's Rating Guidelines (2001). www.moody.com.

Schierenbeck, Henner (2003): Ertragsorientiertes Bankmanagement Band 1: Grundlagen, Marktzinsmethode und Rentabilitäts-Controlling. 8. Auflage. Wiesbaden: Gabler

Stern Stewart & Co (2005): The 2005 US 1.000 EVA/MVA Annual Ranking Database. www.sternstewart.com.

Measuring Credit-Spread Risk on a Single Issuer Basis

Abstract

In diesem Artikel präsentieren wir ein Modell zur Messung von Credit-Spread Risiko auf Einzelemittentenbasis. Wir beschreiben detailliert eine Methode zur Berechnung von Zero-Coupon-Credit-Spreadkurven aus Bondquotierungen. Besonders betrachten wir die numerische Stabilität des Schätzverfahrens. Weiters berichten wir, weshalb Residualvarianzen benötigt werden, um das individuelle Verhalten einer spezifischen Anleihe zu berücksichtigen. Die Methode zur Berechnung der Residualvarianzen wird vorgestellt. Im Anschluss präsentieren wir das Verfahren der Abbildung einzelner Positionen im Portfolio auf die zur Verfügung stehenden Credit-Spreadkurven. Abschliessend zeigen wir noch ein paar Credit-Spread-Zeitreihen und beschreiben noch kurz die Value-at-Risk (VAR) Berechnung.



Rainer Pullirsch
Bank Austria Creditanstalt

In this article we present a model for measuring credit-spread risk on a single issuer basis. We describe in detail a method to calculate zero-coupon credit-spread curves from bond quotations and focus especially on the numerical stability of the estimation procedure. We further report why residual variances are needed to take into account the individual behavior of a specific bond. The method how these residual variances are obtained is described. We continue by presenting the procedure of how the positions in the portfolio are mapped onto the available credit-spread curves. Finally we depict some credit-spread time-series and briefly describe the value-at-risk (VAR) calculation.

1 Introduction

Over the last decade of the previous millennium a rapid growth of the market for financial instruments related to credit risk was seen. At the beginning of this millennium the market for credit derivatives started booming. This development called for the need to quantify market risks for the trading of such instruments. The first credit derivatives which showed up on the financial markets were credit default swaps (CDS). A couple of years ago it was very hard to obtain market data for CDS which fulfilled the needs of risk management. That was the starting point to develop a model to measure credit-spread risk. The aim of the model was purely to capture the risk induced by changes of the credit-spreads, i.e. the market risk but not default risk. All products whose prices are determined or influenced by creditspreads needed to be covered. At that time these products were mainly bonds and CDS. The natural starting point therefore was to estimate credit-spread from bond quotations and build up time-series. In order to be able to price bonds and CDS the term-structure of credit-spreads is needed. This lead us to the necessity to model credit-spread curves.

The aim of the model which we describe in the following is to determine directly the zero coupon credit-spread curve for as many companies as possible from its traded bonds. To achieve this we strongly depend on the availability of liquidly traded bonds. In order to also take into account companies whose bonds are not traded liquidly we introduce a three level mapping procedure.

In the following we start our presentation by explaining how we calculate zero coupon credit-spread curves numerically from bond quotations. We continue by discussing the numerical stability and we introduce a measure to control it. We proceed with a section on the qualitative criteria for the input bond quotations. Furthermore, we present how we take into account pricing errors and the individual behavior of single bonds via residual variances. We continue by giving a detailed introduction to the mapping procedure. Finally we present typical time-series data of credit-spread curves and we briefly describe the value-at-risk calculation.

2 Direct determination of zero coupon credit-spread curves

2.1 Riskless interest rates

The credit-spread of a bond is defined as the risk premium the issuer of a bond has to pay to the buyer. This risk premium induces an additional interest rate payment to the riskless interest rate and therefore a lower price of the bond. Thus in order to obtain credit-spreads one has to fix the riskless interest rate. A natural choice is offered by interest rates derived from government bonds. Nevertheless, investors have shifted to using (plain vanilla) interest rate swaps as the reference riskless curve. This shift could have resulted from several factors, see e.g. in Duffee 1996, Hull et. al. 2005, and Geyer et. al. 2004.

A disadvantage of the swap-rate is that it actually entails credit risk from two sources, namely counterparty risk and the underlying floating payments being indexed to a defaultable LIBOR or EURIBOR rates. Nevertheless, interest rate swaps are the most liquidly traded interest rate products and reflect the current term structure of riskless interest rates most accurately on a slightly higher level. For this reason we employ riskless zero-coupon term structures derived from swap-rates.

2.2 Algorithm to estimate zero-coupon credit-spread curves

In this section we describe the algorithm to estimate zero-coupon credit-spread curves for individual issuers from bond quotations. Using the face value N , the time to maturity T , the coupon C and the zero-coupon swap-rate $r(t)$ the theoretical price f of a bond follows from discounting its future cash-flows

$$f_i = \sum_k C_i e^{-r(t_{i,k}) t_{i,k}} + (N_i + C_i) e^{-r(T_i) T_i}, \quad (1)$$

where the index i indicates the i -th bond of an issuer. To determine the values of the zero-coupon swap-rate at the cash-flow dates we use a cubic-spline interpolation method. To get the credit-

spread curve we add the credit-spread $s(t)$ to the zero-coupon swap-rate which modifies the price in Eq. (1) to

$$\hat{f}_i = \sum_k C_i e^{-[r(t_{i,k})+s(t_{i,k})]t_{i,k}} + (N_i + C_i) e^{-[r(T_i)+s(T_i)]T_i} . \quad (2)$$

Using this price we obtain the credit-spread curve by minimizing the error function

$$E = \sum_i (P_i - \hat{f}_i)^2 , \quad (3)$$

where P is the traded/quoted price. To make $E = 0$ a determined system of equations for the credit-spread curve one needs for a company which has emitted Q bonds exactly $m = Q$ grid points for the credit-spread curve. The choice of the grid points takes the minimum and maximum time to maturity of the bonds into account. We use five different schemes to select equidistant grid points with distance d .

- $t_k = [0, d, 2d, \dots, (m-1)d, \{(m-1)d+\epsilon\}, \{md\}]$, $d = \frac{\max_i(\text{ceil}(T_i))}{m-1}$
- $t_k = [\{0\}, d, 2d, \dots, md, \{md+\epsilon\}, \{(m+1)d\}]$, $d = \frac{\max_i(\text{ceil}(T_i))}{m}$
- $t_k = [\{0\}, d, 2d, \dots, md, \{md+\epsilon\}, \{(m+1)d\}]$, $d = \frac{\max_i(\text{ceil}(T_i))}{m+1}$
- $t_k = [\{0\}, G, (G+d), (G+2d), \dots, (G+(m-1)d), \{G+(m-1)d+\epsilon\}, \{G+md\}]$,
 $G = \min_i(\text{floor}(T_i))$, $d = \frac{\max_i(\text{ceil}(T_i)) - G}{m-1}$
- $t_k = [\{0\}, G, (G+d), (G+2d), \dots, (G+(m-1)d), \{G+(m-1)d+\epsilon\}, \{D\}]$,
 $G = \min_i(\text{ceil}(T_i))$, $D = \max_i(\text{ceil}(T_i))$, $d = \frac{\max_i(\text{floor}(T_i)) - G}{m-1}$

Here ceil of a number is the closest larger integer and floor of a number denotes the closest smaller integer. Given a set of seven bonds with the following times to maturity in years: 1.2300; 3.4630; 2.1235; 19.1463; 12.4558; 9.1250; 6.4236. The above algorithm will yield the following grid points:

- Schema 1: 0.0; 3.333; 6.667; 10.0; 13.333; 16.667; 20.0; {20.001}; {23.333}.
- Schema 2: {0.0}; 2.857; 5.714; 8.571; 11.429; 14.286; 17.143; 20.0; {20.001}; {22.857}.
- Schema 3: {0.0}; 2.5; 5.0; 7.5; 10.0; 12.5; 15.0; 17.5; {17.501}; {20.0}.
- Schema 4: {0.0}; 1.0; 4.167; 7.333; 10.5; 13.667; 16.833; 20.0; {20.001}; {23.167}.
- Schema 5: {0.0}; 2.0; 4.833; 7.667; 10.5; 13.333; 16.167; 19.0; {19.001}; {20.0}.

The value of the credit-spread curve at the points in $\{\}$ is not independently varied but is set to a fixed value. For the schemes 2–5 at $t = 0$ the value is either calculated as the linearly extrapolated value from the second grid point using the average slope between the second and the third grid point or is set equal to zero if the resulting value is negative although the rest of the curve is positive. The value at the last two grid points is always set equal to the value at the preceding grid point. As we choose the spacing ϵ between the last grid point where the value is varied and

the first where the value is fixed to be very small, e.g. $\epsilon = 0.001$, and by further setting the first derivative at the last point equal to zero. Thus we guarantee that we approximately continue the credit-spread curve constant. Here one should mention that the first derivative is also set to zero at $t = 0$. Although this cannot be justified by a specific model it actually does not have much influence on the curve. Between the grid points of the credit-spread curve the same interpolation method (i.e. cubic-spline interpolation) as used for the zero-coupon swap-rate is applied.

From the credit-spread curve obtained we determine the values of the credit-spread curve at $t \in [0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 18, 20, 25]$ (but within the actual maximum maturity of the underlying bonds) as the risk-factors in the value-at-risk calculation.

2.3 Numerical stability

The choice of the grid points is further influenced by the numerical stability of the system of equations under consideration. To estimate the numerical stability the following criteria are taken into account (in the implemented algorithm only method (ii) is used):

i) Condition number of a system of equations

Given a determined system of linear equations $Ax = a$ the condition number $K = \text{cond}(A) \geq 1$ of the matrix A gives an estimate of the stability of the solution vector x . Ideally $K = 1$ should be fulfilled. In practice it is sufficient that the condition number is smaller than a least upper bound K_{max} , i.e. $K < K_{max}$.

ii) Estimation of the variation of the credit-spread curve if the coupon is varied

Given an under-determined system of equations to estimate the stability we have chosen the following approach. From the minimization

$$\sum_i (P_i - \hat{f}_i(\vec{s}, C_i))^2 \rightarrow \min, \tag{4}$$

where \vec{s} characterizes the values of the credit-spread curve at the grid points, it follows that

$$\sum_i (P_i - \hat{f}_i(\vec{s}, C_i)) \frac{\partial \hat{f}_i}{\partial s_j} = 0 \tag{5}$$

where the index j of the spread indicates grid point j . Under the assumption of a linear pricing function $\hat{f}_i(\vec{s})$, which is roughly fulfilled for small credit-spreads s and not too long time to maturity T_i

$$\hat{f}_i = \sum_k C_i e^{-r(t_{i,k})t_{i,k}} [1 - s(t_{i,k})t_{i,k}] + (N_i + C_i) e^{-r(T_i)T_i} [1 - s(T_i)T_i]. \tag{6}$$

This is just the expansion of the pricing function around $\vec{s} = 0$ up to first order. Therefore it follows that

$$\hat{f}_i = \hat{f}_i^{(0)}(C_i) + \frac{\partial \hat{f}_i}{\partial \vec{s}} \vec{s} = \hat{f}_i^{(0)}(C_i) + \sum_k s_k \frac{\partial \hat{f}_i}{\partial s_k}. \tag{7}$$

Using this in Eq. (5) one receives

$$\sum_i \left(P_i - \hat{f}_i^{(0)}(C_i) \right) \frac{\partial \hat{f}_i}{\partial s_j} = \sum_{i,k} s_k \frac{\partial \hat{f}_i}{\partial s_k} \frac{\partial \hat{f}_i}{\partial s_j}. \quad (8)$$

With $\delta_j = \sum_i \left(P_i - \hat{f}_i^{(0)}(C_i) \right) \frac{\partial \hat{f}_i}{\partial s_j}$ and $\Gamma_{kj} = \sum_i \frac{\partial \hat{f}_i}{\partial s_k} \frac{\partial \hat{f}_i}{\partial s_j}$ Eq. (8) can be written as

$$\delta_j = \sum_k s_k \Gamma_{kj}. \quad (9)$$

Varying $\vec{\delta} \rightarrow \vec{\delta} + \vec{\delta}$ it follows that $\vec{s} \rightarrow \vec{s} + \Gamma^{-1} \vec{\delta}$. Such a variation can be achieved by varying the coupon C_i by ΔC_i . Now

$$\Delta \delta_j = \frac{\partial \delta_j}{\partial C_i} \Delta C_i = \frac{\partial}{\partial C_i} \left\{ \sum_i \left(P_i - \hat{f}_i^{(0)} \right) \frac{\partial \hat{f}_i}{\partial s_j} \right\} \Delta C_i = \left\{ -\frac{\partial \hat{f}_i^{(0)}}{\partial C_i} \frac{\partial \hat{f}_i}{\partial s_j} + \left(P_i - \hat{f}_i^{(0)} \right) \frac{\partial^2 \hat{f}_i}{\partial C_i \partial s_j} \right\} \Delta C_i. \quad (10)$$

With

$$\frac{\partial \hat{f}_i}{\partial s_j} = C_i e^{-r(t_{i,j}) t_{i,j}} (-t_{i,j}), \quad (11)$$

$$\frac{\partial \hat{f}_i^{(0)}}{\partial C_i} = \sum_k e^{-r(t_{i,k}) t_{i,k}} \quad (12)$$

and

$$\frac{\partial^2 \hat{f}_i}{\partial C_i \partial s_j} = -t_{i,j} e^{-r(t_{i,j}) t_{i,j}} \quad (13)$$

it follows that

$$\Delta \delta_j = \left\{ - \left(\sum_k e^{-r(t_{i,k}) t_{i,k}} \right) C_i (-t_{i,j}) e^{-r(t_{i,j}) t_{i,j}} + \left(P_i - \hat{f}_i^{(0)} \right) (-t_{i,j}) e^{-r(t_{i,j}) t_{i,j}} \right\} \Delta C_i. \quad (14)$$

Since under the assumptions above

$$C_i \sum_k e^{-r(t_{i,k}) t_{i,k}} \gg \left(P_i - \hat{f}_i^{(0)} \right) \quad (15)$$

it follows that

$$\Delta \delta_j = -\frac{\partial \hat{f}_i^{(0)}}{\partial C_i} \frac{\partial \hat{f}_i}{\partial s_j} \Delta C_i \quad (16)$$

and thus

$$\Delta s_j = -\Gamma_{kj}^{-1} \frac{\partial \hat{f}_i^{(0)}}{\partial C_i} \frac{\partial \hat{f}_i}{\partial s_k} \Delta C_i. \quad (17)$$

Finally by using $\Gamma(C_i) \sim \Gamma(C_i + \Delta C_i)$ one obtains

$$\Delta^i s_j = \frac{\Delta s_j}{\Delta C_i} = -\Gamma_{kj}^{-1} \frac{\partial \hat{f}_i^{(0)}}{\partial C_i} \frac{\partial \hat{f}_i}{\partial s_k} \in [0, 1], \quad (18)$$

if the system is numerically stable. Further if one uses a linear interpolation method (e.g. linear interpolation, cubic-spline interpolation) $\sum_i \Delta^i s_j = 1$ has to hold.

In our calculation of the credit-spread curve we use

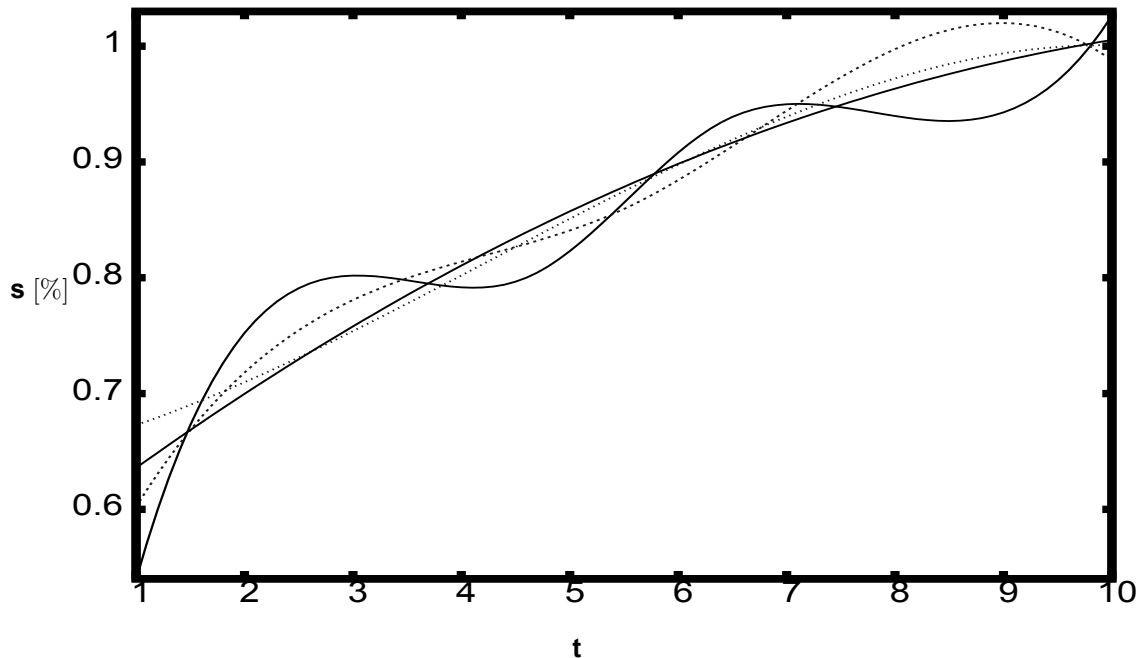
$$\Delta = \max_i (\max_j (|\Delta^i s_j|)) \quad (19)$$

with the condition

$$\Delta < 1.5. \quad (20)$$

This Δ can be regarded as the maximum sensitivity of the credit-spread with respect to a variation of the coupon. Following this estimation we use the grid point scheme with the smallest Δ . If Eq. (20) is not fulfilled by any scheme we reduce the number of grid points $m \rightarrow m - 1$. The number of grid points is reduced until Eq. (20) holds for at least one scheme of grid points. This procedure not only leads to improvement of the numerical stability but also smooths the credit-spread curve. By reducing the number of grid points one also reduces the accuracy of the prices which are obtained from the resulting credit-spread curve. We allow here for a maximum deviation of 5% between the price obtained from the resulting credit-spread curve and the average price calculated from the quoted prices.

Figure 1: Effects of the reduction of the number of grid points. The credit-spread curve clearly gets smoother when reducing the number of grid points from six (S-shaped solid curve) via five (dashed curve) and four (dotted curve) to three (smoothest solid curve).



To illustrate how the above procedure works we give an example. Given a set of the six zero-coupon bonds as outlined in Tab. 1 and calculating the credit-spread curve with six, five, four, and three grid points

Table 1: Details of the bonds.

Maturity in years	1.2	2.8	4.6	5.9	7.2	9.8
Riskless zero-coupon interest rate at maturity	3.00%	3.20%	3.55%	3.70%	3.80%	3.85%
Price	95.7720	89.4044	81.8649	76.2312	71.0348	62.1699

we obtain for the relative pricing errors the values depicted in Tab. 2. Even for a reduction of the grid points to only three the relative pricing errors are very low. The resulting credit-spread curves

are plotted in Fig. 1. It is obvious that the unnatural shape obtained with six grid points is more and more smoothed out when reducing the number of grid points. For three grid points the credit-spread curve seems most realistic.

Table 2: Pricing errors in %.

6 grid points	0.00003	-0.00006	0.000002	-0.00002	0.00007	0.00001
5 grid points	-0.037	0.080	-0.134	0.124	-0.045	0.003
4 grid points	-0.095	0.155	-0.144	0.040	0.025	-0.008
3 grid points	-0.059	0.149	-0.180	0.032	0.071	-0.022

3 Input bond quotations

In order to get correct credit-spread curves which are not influenced by wrong quotations special care has to be taken concerning the liquidity of the traded bonds. One would like to have at least three contributors per bond which submit at least three quotations in the desired time window. Concerning the limited liquidity of corporate bonds we had to weaken this condition. In order to have enough data to work with we reduced the requirement to the following of having at least one quotation in the time interval of interest which was checked carefully for plausibility.

To calculate the credit-spread with respect to the swap-rate we need the bond quotations and the swap-rate simultaneously. We have chosen to load our data at 4 p.m. CET (CEST) from Reuters. For the swap-rate for the relevant currencies we use a snapshot at 4 p.m. CET (CEST) also from Reuters. For the bond quotations it is not possible to get enough data just taking a snapshot. Also to apply some liquidity and plausibility checks we use quotations which were provided within a time slot of ± 1.5 hours relative to the swap-rates. In the calculation the mean of all quotations in the relevant time window of a specific bond is used.

To eliminate possible data errors and possible quotations from issuers who are very close to default we use an upper bound β for the maximum bid-ask-spread on a single day for each bond:

$$|\text{bid} - \text{ask}| < \beta . \quad (21)$$

Currently we are working with $\beta = 4$. If only one quotation does not fulfill this criterion it is eliminated from averaging.

The second restriction we applied to the data source is that we introduced an upper bound μ for the deviation of individual bid-ask mean values m from the overall mean of the quotations of a specific bond \bar{m} so that

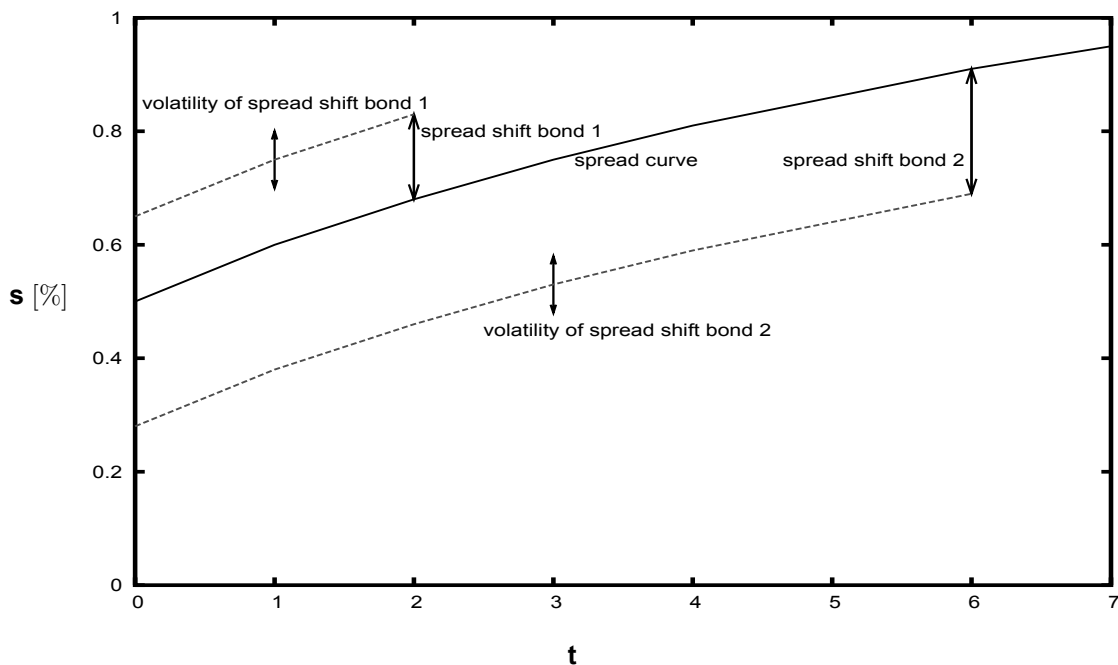
$$|\bar{m} - m| < \mu . \quad (22)$$

Currently we are working with $\mu = 2$.

4 Residual variance

It is known from the literature that bonds of a company issued in different currencies are traded with slightly different credit-spreads, see Berger et. al. 2003 and Jankowitsch/Pichler 2005. Since corporates quite often issue their bonds in various currencies it is essential to calculate the credit-spread curves currency independently. Otherwise the number of corporates for which we can estimate credit-spread curves would be too small. So to take into account the fact that our credit-spread curves are sometimes obtained from bonds issued in various currencies and to take into account further bond price driving factors (e.g. liquidity) we calculate residual variances from pricing errors in the credit-spread curve generation.

Figure 2: Schematic illustration of the modeling of residual variances as independent shifts of the creditspread curve. For bond 1 the credit-spread curve needs to be shifted upwards to exactly price bond 1 and for bond 2 the credit-spread curve needs to be shifted downwards to exactly price bond 2.



4.1 Issuer credit-spread curves

To obtain the residual variances we do not start generating the credit-spread curves with the same number of grid-points m_t as the number of bonds n_t available for one issuer at day t . For $n_t > 3$ we start with $m_t = 3$ and for $n_t = 3$ with $m_t = 2$. Thus we obtain a credit-spread curve which for $n_t > 2$ slightly miss-prices all the bonds used in its generation. These small pricing errors are then converted into small parallel shifts ξ of the credit-spread curve for all the bonds as illustrated in Fig. 4. This conversion of the pricing errors is done in the following way: For each bond we calculate the necessary parallel shift of the credit-spread curve to exactly price the specific bond. From these shifts we compute weighted returns $\eta_{b,t}$ for the b^{th} bond on the t^{th} day in the time-series as

$$\eta_{b,t} = \sqrt{\frac{n_t}{k_t}} \xi_{b,t} - \sqrt{\frac{n_{t-1}}{k_{t-1}}} \xi_{b,t-1} \tag{23}$$

This takes into account that the difference $k_t = n_t - m_t$ influences these shifts which may be illustrated by the following: Consider that in the minimization procedure we use as many grid-points m_t as available bonds n_t for the credit-spread curve under consideration. This would effectively mean that all errors are set to zero since we have as many parameters as degrees of freedom. Reducing the number of gridpoints means that effectively only $k_t = n_t - m_t$ components of the n -dimensional pricing-error are set to zero and thus the errors have to be rescaled by a factor of $\sqrt{\frac{n_t}{k_t}}$ in order to have normalized errors. Only from these normalized errors are we able to calculate the daily changes of credit-spread shifts. From these weighted returns we calculate a time-weighted variance

$$\sigma_b^2 = \frac{1}{(\sum_t \lambda^t) - 1} \sum_t (\eta_{b,t} - \bar{\eta}_b)^2 \lambda^t, \quad (24)$$

where the time-weighted mean is

$$\bar{\eta}_b = \frac{\sum_t \eta_{b,t} \lambda^t}{\sum_t \lambda^t}. \quad (25)$$

In all our calculations we use $\lambda = 0.97$.

Finally, we compute the mean of the issuer credit-spread curves

$$\sigma^2 = \frac{1}{n_t} \sum_{b=1}^{n_t} \sigma_b^2 \quad (26)$$

as the bond-specific residual variance for the issuer credit-spread curve under consideration where we have used n_t being the number of bonds contributing to the curve under consideration. In case a issuer credit-spread curve is generated from only two bonds we calculate the returns

$$\eta_t = \xi_t - \xi_{t-1} \quad (27)$$

as the change of the differences

$$\xi_t = s_{1,t} - s_{2,t} \quad (28)$$

of the single bond credit-spreads $s_{b,t}$. From these returns the residual variance is determined in the same way as described above.

4.2 Synthetic credit-spread curves

As sometimes we are confronted with the problem that for some issuers we only have one or two bonds available which are traded liquidly on the market, we decided to group issuers regarding their industrial sector, their rating and the region where they have their strongest market exposure. Thus we obtain curves e.g. for A-rated German banks. In this case each individual bond which now contributes to this curve has an individual behavior with respect to the curve resulting from its specific issuer which behaves individually with respect to the curve and its own individual behavior with respect to its issuer.

For synthetic credit-spread curves we thus have to take into account a bond and a company specific residual variance. To estimate the residual variances we calculate the credit-spread shift again which now also depends on the specific company c . Thus the returns are now given by

$$\eta_{b,c,t} = \sqrt{\frac{n_t}{k_t}} \xi_{b,c,t} - \sqrt{\frac{n_{t-1}}{k_{t-1}}} \xi_{b,c,t-1}. \quad (29)$$

To concentrate on the important factors we suppress the time-series index t in the following. We begin with splitting the residual returns according to

$$\eta_{b,c} = \eta_b + \eta_c. \quad (30)$$

We continue by calculating an estimator $\hat{\eta}_c$ for η_c

$$\hat{\eta}_c = \frac{1}{n_c} \sum_{b=1}^{n_c} \eta_{b,c}, \quad (31)$$

where n_c is the number of bonds for company c . From the time-series of the $\hat{\eta}_c$ we compute an estimator of the variance $\hat{\sigma}_c^2$. For the bond specific residual changes

$$\hat{\eta}_b = \eta_{b,c} - \hat{\eta}_c \quad (32)$$

we also obtain an estimator for the variance $\hat{\sigma}_b^2$. The relationship between the residual variance σ_b^2 and the estimator for the residual variance $\hat{\sigma}_b^2$ is given by

$$\hat{\sigma}_b^2 = \sigma_b^2 - \frac{1}{n_c} \sigma_b^2 \quad (33)$$

and thus

$$\sigma_b^2 = \frac{n_c}{n_c - 1} \hat{\sigma}_b^2. \quad (34)$$

The derivation of this result is illustrated in the appendix. The residual variance σ_c^2 is calculated from

$$\sigma_c^2 = \hat{\sigma}_c^2 - \frac{1}{n_c} \sum_{b=1}^{n_c} \sigma_b^2. \quad (35)$$

In case of a negative correlation of the $\eta_{b,c}$ the variance σ_c^2 has negative values and is set to zero. Eventually the bond-specific residual variance σ_b^2 for the synthetic credit-spread curve under consideration is determined as the mean of all σ_b^2 and the company-specific residual variance σ_c^2 for the synthetic credit-spread curve under consideration is determined as the mean of all σ_c^2 .

5 Mapping procedure in the risk calculation

For the VAR calculation we need to map the bonds in the portfolio onto the available credit-spread curves. This mapping procedure is done in a threefold way.

Issuers whose credit-spread curve time-series are available are mapped in the VAR calculation onto their curve. In this case one has only to ensure that the time to maturity of the bond in the

portfolio corresponds with the time to maturities of the bonds which entered the issuer credit-spread curve generation.

For corporations whose credit-spread curves cannot be determined in the above described way we have chosen the following approach. Taking into account the industry sector the rating and the region we calculate synthetic index credit-spread curves (e.g. Banks-Germany-AA). These curves are determined by exactly the same procedure as described above (also including the residual variance). Again in this case we have to ensure that the time to maturity of the bond in the portfolio corresponds with the time to maturities of the bonds which entered the synthetic credit-spread curve generation.

For those issuers which still cannot be mapped either onto an issuer curve or onto a synthetic curve we have chosen an implicit rating procedure, i.e. by taking into account the industry sector and the times to maturity we dynamically map these issuers to the credit-spread curve which best reproduces the traded/quoted prices of the bonds under consideration. This is done in the following way. If for example we have a bond from a bank in the portfolio and we cannot apply the two above described mapping procedures, then we use all available credit-spread curves from banks with consistent maturities to calculate theoretical prices for this bond. All these prices are then compared to the actual traded/quoted prices. For the risk calculation we then use the credit-spread curve for which the theoretical price was closest to the traded/quoted price. Thus we effectively apply the curve with the closest level of creditspreads. This dynamical mapping can therefore be regarded as a mapping according to an implicit rating.

The residual variance for this dynamic mapping is obtained from the time-series of bond prices which neither contribute to an issuer credit-spread curve nor to a synthetic credit-spread curve. These bonds are mapped dynamically to those credit-spread curves which best explain the corresponding bond price. We further calculate the pricing error by mapping the bond onto the same curve as it was mapped the day before. In this way we build time-series from the pricing errors $\xi_{b,d,t}$ (shifts) resulting from the dynamic mapping procedure for a specified credit-spread curve d and from the shifts we compute returns $\eta_{b,d,t}$ for the b^{th} bond (being mapped dynamically onto curve d) on the t^{th} day in the time-series for the curve d as

$$\eta_{b,d,t} = \xi_{b,d,t} - \xi_{b,d,t-1} . \quad (36)$$

From these returns we calculate a time-weighted variance

$$\sigma_{b,d}^2 = \frac{1}{(\sum_t \lambda^t) - 1} \sum_t (\eta_{b,d,t} - \bar{\eta}_{b,d})^2 \lambda^t , \quad (37)$$

where the time-weighted mean is defined as

$$\bar{\eta}_{b,d} = \frac{\sum_t \eta_{b,d,t} \lambda^t}{\sum_t \lambda^t} . \quad (38)$$

In this case the weight λ is taken to be 1, i.e. all returns are equally weighted. Finally we compute the mean

$$\sigma_d^2 = \frac{1}{n_t} \sum_{b=1}^{n_t} \sigma_{b,d}^2 \tag{39}$$

as the residual variance for the dynamic mapping procedure for the credit-spread curve under consideration where n_t is the number of bonds contributing to the curve under consideration.

6 Time-series of credit-spreads

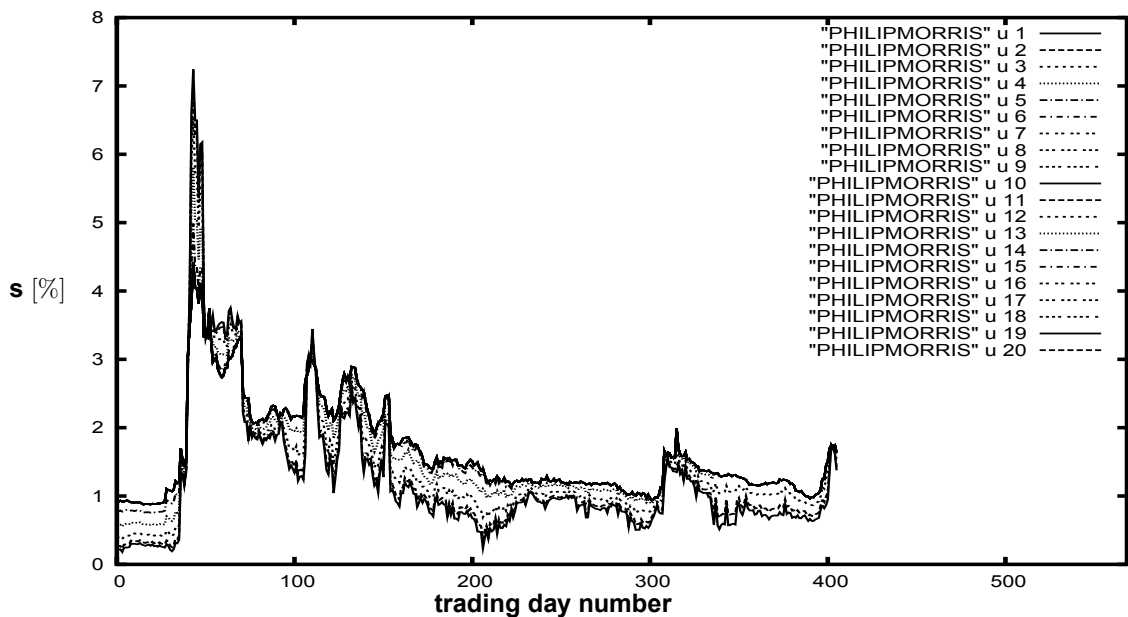
In this section we just give three examples of time-series of credit-spreads. The first example Philip Morris shows several jumps in the time development of the credit-spreads which is due to news from lawsuits against Philip Morris, see Fig. 3.

The second example shows the time-series of the Republic of Turkey credit-spreads. This is a typical example of time-series where suddenly there is some bad news on the creditworthiness of the issuer but which then recovers again, see Fig 4.

The last example shows the time-series which is typical for most issuers for the last three years. No specific event occurred which induced any jump of the levels of credit-spreads. What nevertheless is worth mentioning is the decrease of the credit-spreads during 2003. This period was characterized by the tightening of credit-spreads which then from 2004 to 2006 stayed at a very low level. The example given here in Fig. 5 shows the time-series of France Telecom credit-spreads.

Figure 3: Time-series of Philip Morris credit-spreads (in %) for various maturities from 1 to 20 years reflected by the different curves. In this time-series of credit-spreads for Philip Morris jumps are visible at several times. These reflect the markets reaction to news from lawsuits from smokers and US states against the tobacco industry.

Philip Morris Credit-Spread Time-Series, January 30th, 2003 to September 28th, 2004



7 Value-at-risk calculation

For the VAR calculation we now have all the necessary ingredients, i.e. the time-series of the credit-spread curves. In our VAR calculation we deploy a Monte Carlo simulation. We generate 1000 credit-spread curve scenarios with the correct correlation to all other risk-factors using the volatility and the correlation from the time-series. The credit-spreads in our simulation are distributed according to a Student-t5 distribution accounting for the fat tails of credit-spread returns. In the VAR calculation the residual variances are modeled as independent parallel shifts of the credit-spread curve. This is implemented as a stochastic component in the pricing function.

8 Conclusion and outlook

We have presented a model how to measure credit-spread risk on a single issuer basis. In this article we focused on estimating credit-spread curves from bond quotations. In the last years the liquidity of the CDS market has further improved. Therefore we now also use CDS curves as risk factors. Especially when focusing on credit derivatives CDS credit-spreads need to be taken to calculate hazard rates and default probabilities which are used in the pricing functions. With AAA-rated issuers one gets negative credit-spreads from bond quotations when calculating the credit-spread with respect to swap-rates indicating that swaps are mainly traded by AA-rated banks and thus do not reflect riskless rates. With negative credit-spreads it is not possible to calculate hazard rates for defaults. Nevertheless the model described only needed to be extended to also include CDS credit-spread curves as additional risk factors for the pricing of CDS and other credit derivatives such as CDOs or n-th-to-default-baskets.

Figure 4: Time-series of the Republic of Turkey credit-spreads (in %) for various maturities from 1 to 20 years reflected by the different curves. The peak of credit-spreads going up to almost 18% in March 2003 reflects the markets reaction to the not-granting of several billion USD credits by the US government as a reaction of the Turkish refusal to let US troops use its military bases for the war against Iraq.

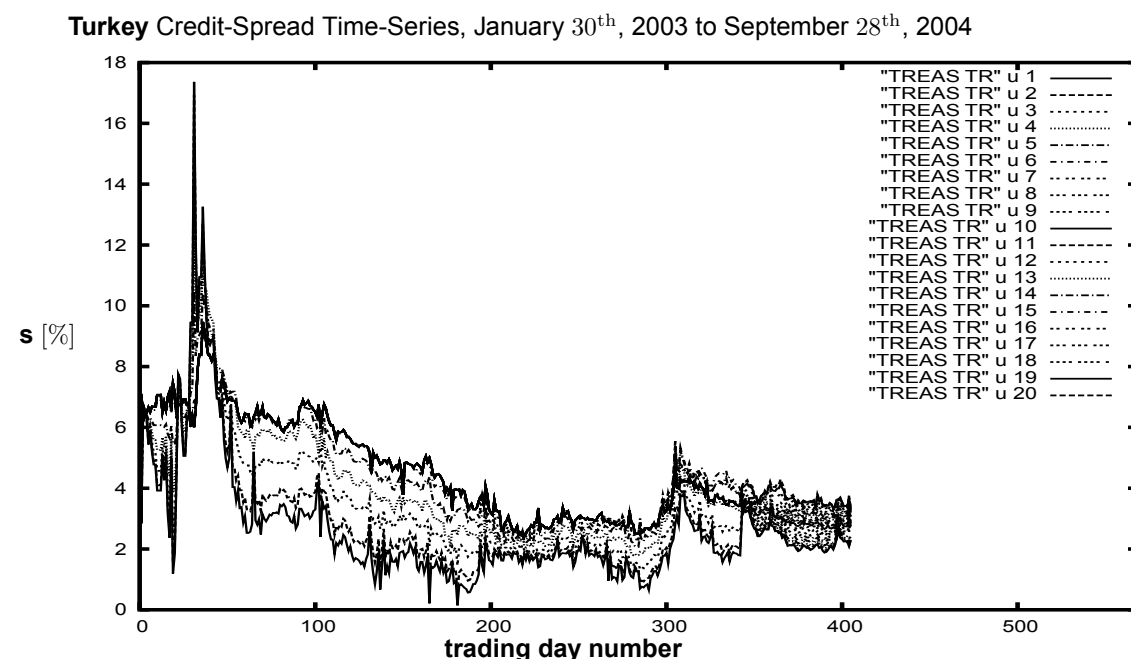
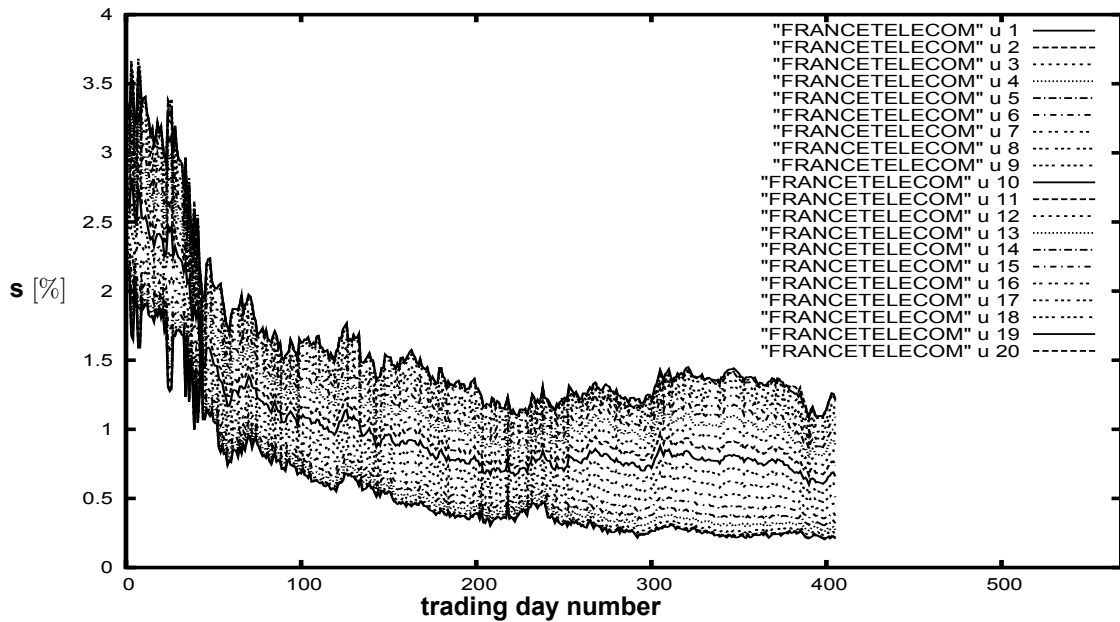


Figure 5: Time-series of France Telecom credit-spreads (in %) for various maturities from 1 to 20 years reflected by the different curves. This time-series is given as an example for a typical development of the credit-spread curve for an issuer where no events trigger an abrupt jump of the level of credit-spreads.

France Telecom Credit-Spread Time-Series, January 30th, 2003 to September 28th, 2004



Acknowledgments: I especially want to thank Peter Schaller with whom the described model was jointly developed and who contributed major ideas. Furthermore I want to thank all the people at the department of "Operational Risk and Risk Analysis" at Bank Austria Creditanstalt for stimulating discussions and for the perfect working atmosphere which they provide. Last but not least I want to mention Gerhard Deschkan who as the head of the department creates the perfect working environment.

Appendix: Determination of estimator for residual variance

Given an observable v which fluctuates around its true value I . Each measurement then yields a value v_i

$$v_i = I + \xi_i \tag{40}$$

with the fluctuation ξ_i .

One can calculate an estimator J for the true value I as

$$J = \frac{\sum_{i=1}^N v_i}{N} . \tag{41}$$

Further one can express the deviation ϵ_i from the estimator J for each measurement as a function of the true error as

$$\epsilon_i = v_i - J = v_i - \frac{\sum_{j=1}^N v_j}{N} = I + \xi_i - \frac{\sum_{j=1}^N I + \xi_j}{N} = I + \xi_i - I - \frac{\sum_{j=1}^N \xi_j}{N} = \xi_i - \frac{\sum_{j=1}^N \xi_j}{N}. \quad (42)$$

Since all the fluctuations are independent the expectation values $\langle \epsilon_i \epsilon_i \rangle$ is given by

$$\langle \epsilon_i \epsilon_i \rangle = \left(1 - \frac{1}{N}\right)^2 \langle \xi_i \xi_i \rangle + \frac{N-1}{N^2} \langle \xi_i \xi_i \rangle = \frac{(N-1)^2 + N-1}{N^2} \langle \xi_i \xi_i \rangle = \frac{N-1}{N} \langle \xi_i \xi_i \rangle. \quad (43)$$

References

Berger, L., Goldberg, L., Kercheval, A., 2003, Modelling credit risk: currency dependence in global credit markets, *Journal of Portfolio Management*, 29.

Duffee, G. R., 1996, Idiosyncratic Variation of Treasury Bill Yields, *Journal of Finance*, 51, 527-551.

Geyer, A., Kossmeier, S., Pichler, S., 2004, Measuring Systematic Risk in EMU Government Yield Spreads, *Review of Finance*, 8.

Hull, J., Predescu, M., White, A., 2005, Bond Prices, Default Probabilities and Risk Premiums, *Journal of Credit Risk*, 1, 53-60.

Jankowitsch, R., Pichler, S., 2005, Currency Dependence of Corporate Credit Spreads, *Journal of Risk*, 8.

Long Range Memory on Emerging Stock Market Volatility and Value at Risk: Estimations for Long and Short Trading Positions



Chaker Aloui
The Faculty of Management
and Economic Sciences
of Tunis

Abstract

Diese Arbeit beschäftigt sich mit langfristigen Abhängigkeiten im Zusammenhang mit der Value at Risk Schätzung für tägliche Veränderungen von Aktienindizes von Wachstumsmärkten. Können die Schätzungen verbessert werden, wenn solche Abhängigkeiten angenommen werden? Zur Beantwortung dieser Frage, werden mehrere GARCH-basierte (inklusive das RiskMetrics Modell) und FIGARCH-basierte Modelle angewandt, um den VaR für mehrere Konfidenzniveaus für die Aktienindizes von 25 Schwellenländern zu schätzen. Sowohl Kaufpositionen als auch Leerverkaufspositionen (long positions *und* short positions) werden berücksichtigt. Wir verwenden die Normalverteilung, die Student-Verteilung und die schiefe Student-Verteilung (skewed Student distribution) für die GARCH-basierten Modelle. Die Güte der GARCH-basierten Modelle wird anhand des Kupiec Tests bestimmt. Weiters werden die Risikomaße expected short-fall und average multiple of tail event to risk für jedes der GARCH-basierten Modelle berechnet. Die Ergebnisse weisen darauf hin, dass in den meisten Fällen die schiefe Student t-Verteilung sowohl für Kauf- als auch für Leerverkaufspositionen die besten Ergebnisse liefert.



Mondher Bellalah
ISC Group, Paris

In this paper, we explore the long range dependency in daily emerging stock indexes Value at Risk estimation. Can we do better if long range memory is assumed? To investigate this question, several GARCH-type models including RiskMetrics and FIGARCH are applied to twenty five emerging stock market VaR estimations at various confidence levels. Both long and short trading positions are considered. For these two types of trading positions, we suggest using Normal, Student and skewed Student distributions for various GARCH-type models. The performance of all the GARCH-type models are assessed by estimating the failure rate for the stock returns based on Kupiec test. We also compute the expected short-fall and the average multiple of tail event to risk measure for each GARCH-type model. Our results pointed out that in major cases, the skewed Student FIGARCH model presents the best performance in VaR estimations for both short and long trading positions.

1. Introduction

Investment and commercial banks, as well as treasury departments of many firms, hold portfolios of complex securities whose value depends on exogenous state variables such as interest and exchange rates. To allocate capital and measure the profitability of different business operations, managers and regulators quantify the magnitude and likelihood of possible portfolio changes for various forecast horizons. This process is often referred to as “measuring market risk”. To

date, measurement of market risk has focused on one particular metric called “Value at Risk” (henceforth, VaR). VaR models have been developed since 1994, when J.P. Morgan developed the first set of standardized assumptions called “RiskMetrics” (henceforth, RM). The common RM model assumes that the financial asset return can be described by a conditional normal distribution with zero mean and variance being expressed as exponentially weighted moving average of historical squared returns. This model has two disadvantages. Firstly, it is well documented that returns are often non-normally distributed. Daily stock returns are commonly found to be leptokurtic. Leptokurtic returns have a peaked mean and fatter tails than normal distributions. In practice, observations nearer to and farther from the mean are more common than what a normal distribution would predict. Secondly, recent empirical studies have found that many financial asset returns may exhibit long range dependency on stock market volatilities. Amongst these studies are Cheung and Lai (1995), Barkoulas and Baum (1996), Barkoulas, Baum and Travlos (2000), Sadique and Silvapulle (2001), Wright (2001), Henry (2002) and Aloui *et al.* (2005). So, it is interesting to see whether accounting for long range dependency of emerging stock market volatilities can improve the measurement of stock risk in the context of VaR. Methodologically, we detect a potential presence of long-range volatilities in emerging stock markets. Then we compare the performance of seven GARCH-type models (including two long-memory GARCH models). In this paper, only a conditional normal distribution is considered. While most empirical studies focus only on holding a long position of a portfolio, we also consider a short position. In fact, most models in the literature focus on the computation of the VaR for negative returns. It is commonly assumed that traders or portfolio managers have long trading positions, (i.e. they bought the traded asset and are concerned when the price of the asset falls). In this paper, we focus on modelling the VaR for portfolios with long and short positions. In the first case, the risk comes from a drop in stock price, while the trader loses money when the price increases in the second case. Thus, the trader would have to buy back the asset at a higher price than the one he got when he sold it. The rest of the paper is as follows: Section 2 briefly reviews the long memory GARCH-type models and the VaR models. In section 3, the data set and methodology are presented. Empirical findings are reported in section 4. Section 5 contains some concluding remarks.

2. Theoretical considerations

2.1. Defining and measuring long-memory

According to Granger and Ding (1996), a series is said to have a long-memory if it displays a slowly declining autocorrelation function (henceforth, ACF) and an infinite spectrum at zero frequency. Specifically, the series $\{y_t\}_{t=0}^{\infty}$ is said to be a stationary long-memory process if the ACF, $\rho(k)$ behaves as

$$\rho(k) \approx c|k|^{2d-1} \text{ as } |k| \rightarrow \infty \quad (1)$$

where $0 < d < 0.5$ and c is some positive constant. The ACF in (1) displays a very slow rate of decay to zero as k goes to infinity and $\sum_{k=-\infty}^{\infty} |\rho(k)| = \infty$. This slow rate of decay can be contrasted with ARMA processes which have an exponential rate of decay, and satisfy the following bound:

$$|\rho(k)| \leq ba^k, \quad 0 < b < \infty, \quad 0 < a < 1. \quad (2)$$

And, consequently, $\sum_{k=-\infty}^{\infty} |\rho(k)| < \infty$. A process that satisfies (2) is termed short-memory. Equivalently, long-memory can be defined as a spectrum that goes to infinity at the origin. This is

$$f(\omega) \approx c\omega^{-2d} \text{ as } \omega \rightarrow 0. \quad (3)$$

A simple example of long-memory is the fractionally integrated noise process, $I(d)$, with $0 < d < 1$ Which is

$$(1-L)^d y_t = u_t \quad (4)$$

where L is the lag operator, and $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$. This model includes the traditional extremes of a stationary process, $I(0)$, and a nonstationary process $I(1)$. The fractional difference operator $(1-L)^d$ is well defined for a fractional d and the ACF of this process displays a hyperbolic decay consistent with equation (1). A model that incorporates the fractional differencing operator is a natural starting point to capture long-memory. This is the underlying idea of the ARFIMA and FIGARCH class of processes. In practice we must resort to estimating the ACF with usual sample quantities

$$\hat{\rho}(k) = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^T (y_t - \bar{y})^2} \quad (5)$$

A second approach to measure the degree of long-memory is to use semi-parametric methods. This allows one to review the specific parametric form, which is potentially misspecified and could lead to an inconsistent estimate of the long memory parameter. In this paper, we consider the two most frequently used estimators of the long memory parameter d . The first is the Geweke and Porter-Hudack (1983) (henceforth, GPH) estimator, based on a log-periodogram regression. Suppose y_0, y_1, \dots, y_{T-1} is the dataset and define the periodogram for the first m ordinates as

$$I_j = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=0}^{T-1} y_t \exp(i\omega_j t) \right|^2 \quad (6)$$

where $\omega_j = 2\pi j / T, j = 1, 2, \dots, m, .$ The estimate of (d) can then be derived from linear regression of $\log I_j$ on a constant and the variable $X_j = \log |2 \sin(\omega_j / 2)|$, which gives

$$\hat{d} = - \frac{\sum_{j=1}^m (X_j - \bar{X}) \log I_j}{2 \sum_{j=1}^m (X_j - \bar{X})}. \quad (7)$$

Robinson (1995) provides formal proofs of consistency and asymptotic normality for the Gauss case with $-0.5 < d < 0.5$. The asymptotic standard error is $\pi / \sqrt{24m}$. The bandwidth parameter m must converge infinitely with the sample size, but at a slower rate than \sqrt{T} . Clearly, a larger choice of m reduces the asymptotic standard error, but the bias may increase. The bandwidth parameter was set to (T) in Geweke and Porter-Hudack (1983). While Hurvich, Deo and Brodsky (1998) show the optimal rate to be $O(T^{4/5})$. Recently, Hurvich and Deo (1999) have shown that the

GPH estimator is also valid for some non Gaussian time-series. Velasco (1999) has shown that consistency extends to $0.5 < d < 1$ and asymptotic normality to $0.5 < d < 0.75$. The other popular semiparametric estimator was developed by Robinson (1995). Essentially, this estimator is based on the log-periodogram and solves:

$$\hat{d} = \arg \min R(d) \tag{8}$$

$$R(d) = \log \left(\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \omega_j^{2d} I_j \right) - \frac{2d}{m} \sum_{j=1}^m \omega_j \tag{9}$$

The estimator is asymptotically more efficient than the GPH estimator and consistency and asymptotic normality of \hat{d} are available under weaker assumptions than the Gaussian hypothesis. The asymptotic standard error for \hat{d} is $1/(2\sqrt{m})$. Robinson and Henry (1999) have shown that this estimator is valid in the presence of some forms of conditional heteroskedasticity. Traditionally, the time series econometrics centred itself around an alternative: the presence of a unit root, indicating a no-stationnarity of the set, on the one hand, and the absence of such a unit root indicating that the set is stationary, on the other hand. These two cases correspond to cases of processes of short memory of ARIMA (p,d,q) and ARMA(p,q). These classic modeling approaches do not take in account the intermediate cases to know the existence of a fractional integration parameter. However, the presence of such a coefficient is especially interesting since it permits to characterize processes of long memory. These processes, called ARFIMA, have been introduced by Granger and Joyeux (1980) and Hosking (1981). They present the interest to simultaneously take into account the short term behaviour of the set through autoregressive and mobile average and the behaviour of long term by means of the fractional integration parameter. The ARFIMA(p,d,q) process can be defined as follows:

$$\Phi(L)(1-L)^d y_t = \Theta(L)\varepsilon_t \tag{10}$$

Here $\Phi(L)$ and $\Theta(L)$ are lag polynomials of p and q respectively. ε_t is a white noise process, and

$$(1-L)^d = 1 - dL - \frac{d(1-d)}{2!}L^2 - \frac{d(1-d)(2-d)}{3!}L^3 - \dots$$

ARFIMA (p,d,q) processes are stationary and invertible when $d \in]-1/2, 1/2[$ and $d \neq 0$.

2.2. Short and long term memory and GARCH-type models

Considering a possible fractional integration of the conditional variance has initially been suggested by Ding, Granger and Engle (1993). FIGARCH processes were introduced by Baillie, Bollerslev and Mikkelsen (1996).

- The starting point is a GARCH (p,q) process. It can be written as follows:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 = \alpha_0 + \alpha(L)\varepsilon_L^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \tag{11}$$

where α^2 is the conditional variance, $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0$ and $\beta_j \geq 0, j = 1, \dots, q$. A GARCH(p,q) process is a short memory process since the effect of a shock on the conditional variance decreases at an exponential rate. GARCH(p,q) can be also written as follows:

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)]\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + [1 - \beta(L)]\mu_t \quad (12)$$

Consequently, when the lag polynomial $[1 - \alpha(L) - \beta(L)]$ contains a unit root, the GARCH process becomes an integrated GARCH process, denoted as IGARCH(p,q).

- An IGARCH(p,q) process can be written as:

$$\Phi(L)(1-L)\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + [1 - \beta(L)]\mu_t, \quad (13)$$

with

$$\Phi(L) = [1 - \alpha(L) - \beta(L)](1-L)^{-1}.$$

FIGARCH processes constitute an alternative between GARCH processes and IGARCH processes and result in the equation (4) by replacing the operator $(1-L)$ by the operator $(1-L)^d$, where d is the fractional integration parameter.

- A FIGARCH process can be written as follows:

$$\Phi(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + [1 - \beta(L)]\mu_t, \quad (14)$$

roots of $\Phi(L)$ and $[1 - \beta(L)]$ polynomials being outside the unit circle. Thus, if $d = 0$, FIGARCH(p,d,q) process will be reduced to a GARCH(p,q). If $d = 1$, the FIGARCH process is an IGARCH process. By replacing μ_t by its value according to σ_t^2 , one can write equation (5) as follows:

$$[1 - \beta(L)]\sigma_t^2 = \alpha_0 + [1 - \beta(L) - \Phi(L)(1-L)^d]\varepsilon_t^2 \quad (15)$$

The variance equation is then given by:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 [1 - \beta(L)]^{-1} + \lambda(L)\varepsilon_t^2 \quad (16)$$

with

$$\lambda(L) = [1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \Phi(L)(1-L)^d]$$

$$= \lambda_1 L + \lambda_2 L^2 + \dots \text{ and } \lambda_k \geq 0 \text{ et } k = 1, 2, \dots, n.$$

Baillie, Bollerslev et Mikkelsen (1996) note that the effects of a shock on the conditional variance of FIGARCH(p,d,q) decreases at an hyperbolic rate when $0 \leq d < 1$.

2.3. Tests for long-range memory

A. Lo's (1991) Modified Rescaled Range test

Before estimating FIGARCH processes, we proceed to the application of the modified R/S test (Lo (1991)) in order to detect the presence, if any, of long-range memory in emerging stock market volatility series. Let us recall that the limiting distribution of the modified R/S statistic is known and that it is thus possible to test the null hypothesis of short-term memory against the alternative of long-term memory. The critical values of this statistic have been tabulated by Lo (1991). The author demonstrated that this statistic is not robust to short range dependence, and proposed the following one:

$$Q_T = \frac{1}{\hat{\sigma}_T(q)} \left[\max_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_T) - \min_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_T) \right]$$

which consists of replacing the variance by the HAC variance estimator in the denominator of the statistic. If $q = 0$, Lo's statistic R/S reduces to Hurst's statistic. Unlike spectral analysis which detects periodic cycles in a series, the R/S analysis has been advocated by Mandelbrot for detecting non periodic cycles. Under the null hypothesis of no long-memory, the statistic $T^{-1/2}Q_n$ converges to a distribution equal to the range of a Brownian bridge on the unit interval:

$$\max_{0 \leq t \leq 1} W^0(t) - \min_{0 \leq t \leq 1} W^0(t)$$

Where $W^0(t)$ is a Brownian bridge defined as $W^0(t) = W(t) - tW(1)$, $W(t)$ being the standard Brownian motion. The distribution function is given in Siddiqui (1976), and is tabulated in Lo (1991). This statistic is extremely sensitive to the order of truncation but there are no statistical criteria for choosing q in the framework of this statistic. Given that the power of a useful test should be greater than its size, this statistic is not very helpful. For that reason, Teverovsky, Taqqu and Willinger (1999) suggest to use this statistic with other tests. Since there is no data driven guidance for the choice of this parameter, we consider the default values for $q = 5, 10, 25, 50$.

B. Geweke Porter-Hudack (1983) tests

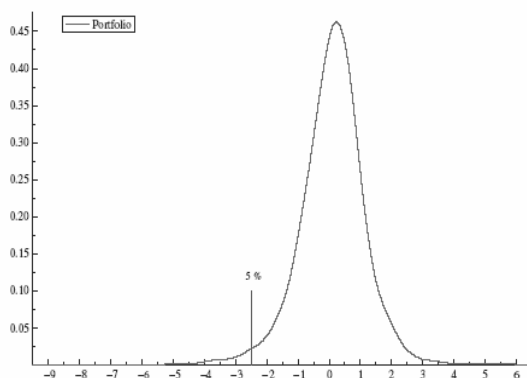
In this respect, two procedures have been retained: the GPH method and the maximum likelihood technique. The GPH method is founded on the behaviour of the spectral density around low frequencies. It is a two-step technique since one estimates, in the first stage, the fractional integration parameter and, in the second stage the parameter of the GARCH model. Concerning the maximum likelihood procedure (Sowell (1992)), it is a one-step procedure: all the parameters of the FIGARCH(p,d,q) specification are estimated simultaneously. Let us recall that the function $g(T)$ used in the spectral technique, corresponds to the number of periodogram ordinates. T is the number of observations. In order to examine the stability of the estimation when the number of periodogram ordinates vary, we have chosen different values: $T^{0.45}$, $T^{0.5}$, $T^{0.55}$ and $T^{0.8}$.

2.4. VaR and RM

A. VaR

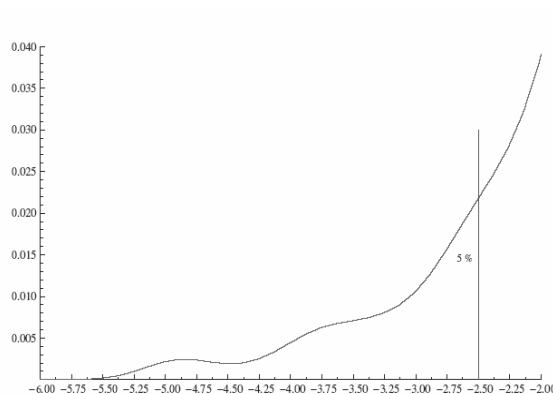
The VaR is a commonly used statistic for measuring potential risk of economic losses in financial markets. VaR models can help portfolio managers to specify the minimum amount that is expected to be lost with a given level of probability (α) and for a given time horizon (k) (usually, one day, one week or 10 days). For a given density function of an asset return, VaR can be illustrated as follows:

Figure 1.
VaR of a portfolio



For instance, for a given confidence level (95%), we can find in figure 1 a point where there is a 5% probability of experiencing a lower return. This number is -2.5, as occurrences of returns less than -2.5 add up to 5% of the total number of observations (see e.g. Giot and Laurent, 2001, p.1).

Figure 2.
VaR for a €100 millions



There is only a 5% chance that the portfolio will lose by more than €100 million times -2.5%, or 2.5 € million. The VaR is € 2.5 million.

Formally, let P_t be the price of a financial asset on day (t). A k - day VaR of a long position on day (t) is defined as follows:

$$P[P_{t-k} - P_t \leq VaR(t; k; \alpha)] = 1 - \alpha \quad (17)$$

Given a distribution of return, VaR can be determined and expressed in terms of a percentile of the return distribution. Specifically, if q_α is the α -percentile of the continuously compounded returns defined as $\text{Log}(P_t) - \text{Log}(P_{t-k})$, then the VaR can be written as follows:

$$\text{VaR}(t; k, \alpha) = (1 - e^{q_\alpha}) P_{t-k} \quad (18)$$

The above expression implies that a good VaR estimate can only be produced with accurate forecasts of the percentiles q_α , which depends on appropriate volatility modelling.

B. RiskMetrics

The RM model assumes that returns are distributed as follows:

$$\begin{aligned} r_t &= \varepsilon_t, & \varepsilon_t | \Omega_{t-1} &\rightarrow N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \lambda \sigma_{t-1}^2 + (1 - \lambda) \varepsilon_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (19)$$

where r_t is the continuously compounded return; Ω_t is the information set up to time t ; λ is a smoothing parameter, $0 \leq \lambda \leq 1$. Equation (19) implies that the conditional distribution of returns is normal with mean zero. In fact, the RM model implies that the conditional variance can be expressed as an exponentially weighted moving average (EWMA) of the past squared innovations or returns, which is:

$$\sigma_t^2 = (1 - \lambda) (r_{t-1}^2 + \lambda r_{t-2}^2 + \lambda^2 r_{t-3}^2 + \dots) \quad (20)$$

The smaller the smoothing parameter, the greater the weight that is given to recent data. RM (1996) suggests that we can use $\lambda = 0.94$ for daily data and $\lambda = 0.97$ for monthly data. According to Fleming, Kirby and Ostdiek (2001), a smoothing parameter equal to 0.94 seems to produce very good forecasts for one-day volatility. Under the RM model hypothesis, equation (18) giving the one-day VaR on day t can be expressed as follows:

$$(1 - e^{q_\alpha}) P_{t-1} \approx -\sigma_t z_\alpha P_{t-1} \quad (21)$$

z_α is the 100α th percentile of $N(0,1)$.

3. Data and Methodology

3.1. Data

The sample under consideration consists of twenty five emerging securities markets, namely, Egypt (EGY), Morocco (MOR), South Africa (S. AFR), China (CHN), India (IND), Pakistan (PKS), Indonesia (INDO), South Korea (S. KOR), Malaysia (MAL), the Philippines (PHN), Taiwan (TWN), Thailand (THA), Jordan (JOR), Turkey (TUR), Hungary (HUN), Poland (POL), Russia (RUS), Argentina (ARG), Brazil (BRA), Colombia (COL), Mexico (MEX), Peru (PER), Chile

(CHL), Venezuela (VEN) and the Czech Republic (CZE). The behaviour of each of these markets is summarized by the MSCI web site EQUITY MARKETS. It is measured in local currency and —published daily in the MSCI DATA BASE. The sample period extends from January 31, 1997, through November 31, 2004. We focus our attention on the series of returns defined as $r_t = 100 \times (\log P_t - \log P_{t-1})$, where r_t and P_t are the return in percent and the index on day t , respectively.

3.2. Methodology

A. VaR for short and long trading positions

As we mentioned above, both RM and GARCH-type models are tested with a VaR level α which ranges from 1% to 5% and their performance is then assessed by computing the failure rate for the returns r_t . By definition, the failure rate is the number of times returns exceed (in absolute value) the forecasted VaR. If the VaR model is correctly specified, the failure rate should be equal to the specified VaR level. In our empirical study, we define a failure rate f_l for the long trading positions; which is equal to the percentage of negative returns smaller than one-step-ahead VaR for long positions. In that order, we define f_s as the failure rate for short trading positions as the percentage of positive returns larger than the one-step-ahead VaR for short positions. Because the computation of the empirical failure rate defines a sequence of yes/no observations, we test the following hypothesis: $H_0: f = \alpha$ against $H_a: f \neq \alpha$, where f is the failure rate. We should note that the estimated failure rate \hat{f} is given by the Kupiec (1995) LR test. For example, at the 5% level and if T yes/no observations are available, a confidence interval for \hat{f} is given by:

$$\left[\hat{f} - 1.96 \sqrt{\hat{f}(1-\hat{f})/T}; \hat{f} + 1.96 \sqrt{\hat{f}(1-\hat{f})/T} \right]$$

Let us recall that the Kupiec test is one of the most popular tests applied in back testing. Let x be the number of failures (that is the number of cases in which the loss exceeds the one forecasted by the VaR model) for a sample size n . If the VaR model is correctly specified, x follows the binominal distribution with parameter (n, p) . The null hypothesis is that the forecasting model is correct; the TR statistic is expressed as follows:

$$-2 \ln \left[(1-p^*)^{n-x} p^x \right] + 2 \ln \left[\left(1 - \frac{n}{n} \right)^{n-x} \left(\frac{x}{n} \right)^n \right] \quad (22)$$

where p^* is the loss probability of the VaR model to be tested. Under the null hypothesis, the Kupiec test statistic presented in equation (22) follows a chi-square distribution with one degree of freedom.

B. The expected short-fall

According to Scaillet (2000), it is interesting to estimate the expected short-fall and the average multiple of tail event to risk measure. He defined the expected short-fall as the expected value of the losses conditioned on the loss being larger than the VaR. For a long trading position, it is

computed as the average of the observed returns smaller than the long VaR. Correspondingly, the expected short-fall for the short VaR is computed as the average of the observed returns larger than the short VaR.

4. Empirical findings

4.1. Preliminary results

Descriptive characteristics for the return series are given in Table 1. They show that the twenty five return series share similar statistical properties as far as third and fourth moments are concerned. More specifically, sixteen of the twenty five return series are negatively skewed and the large returns (either positive or negative) lead to a large degree of kurtosis. Descriptive Figures for level time series indexes are reported in appendix 1. Daily return figures¹ clearly show the volatility clustering. To detect long range dependency on emerging stock market volatilities, we apply the two usual tests, GPH and Lo's (1991). We should note that volatility has been approximated by centred return $(r_t - \bar{r})$, squared return $(r_t - \bar{r})^2$, absolute return $|r_t - \bar{r}|$ and logarithm of absolute return $\ln(|r_t - \bar{r}|)$. The results are reported in Tables 2 and 3. Table 2 presents the spectral regression estimates of the fractional differencing parameter (d) for all the 25 stock indexes and volatility measures. A choice must be made with respect to the number of low-frequency periodogram ordinates used in the spectral regression. We should note that inclusion of medium or high-frequency periodogram ordinates will contaminate the estimate of (d); at the same time too small a regression sample will lead to imprecise estimates. In light of the suggested choice by GPH (1983), we apply fractional differencing estimates for $T^{0.5}$, $T^{0.55}$ and $T^{0.8}$ ² to evaluate the sensitivity of our results to the choice of the sample size of the spectral regression. As shown in Table 2, there is evidence that all the twenty five stock returns exhibit fractional dynamics with long memory features. The fractional differencing parameters are statistically significant at the 1% level. They can be taken as strong evidence of the presence of long memory in these series³. Also, these parameters are similar in value across the various sample sizes of the spectral regression. All the twenty five series have long memory with positive value of d varying from 0.2236 (Indonesia) to 0.7755 (Korea). Our results are consistent with Crato (1994), Cheung and Lai (1995), Barkoulas, Baum, and Travlos (2000), Sadique and Silvapulle (2001), Wright (2001) and Aloui et al. (2005).

Country	Mean	S.D	Skew.	Excess K.
EGYPT	0.00995	1.60495	0.2159	6.56077
MOROCCO	0.00397	0.82821	0.4262	8.25716
S. AFRICA	0.01346	1.57670	-0.6450	8.47157
CHINA	0.05184	2.25678	0.04135	6.94287

1 To reserve space, descriptive graphs for emerging markets daily returns are not shown here. They are available upon request.

2 GPH test results for $T^{0.55}$ and $T^{0.8}$ are not shown here. They are available upon request.

3 Similar results are obtained with $T^{0.55}$ and $T^{0.8}$.

Country	Mean	S.D	Skew.	Excess K.
INDIA	0.02462	1.69479	-0.35748	6.72894
PAKISTAN	0.00343	2.12293	-0.46788	10.1058
INDONESIA	-0.05389	3.62117	-0.99854	22.7491
S. KOREA	0.02477	26.8808	0.29072	11.4571
MALAYSIA	-0.03428	2.419147	-0.72214	49.8244
PHILLIPPINES	-0.0788	1.962528	1.126392	17.3046
TAIWAN	-0.0190	1.914551	-0.00028	5.14020
THAILAND	-0.03220	2.591373	0.879950	10.3469
JORDAN	0.03164	0.86348	0.44663	14.1470
TURKEY	0.013890	3.60606	-0.10851	8.75709
HUNGARY	0.051009	2.00060	-0.82562	13.2434
POLAND	0.00106	1.97079	-0.18588	5.50644
RUSSIA	0.036397	3.514770	-0.04060	11.6127
CZECH REP.	0.04498	1.63470	-0.13334	4.50926
ARGENTINA	-0.01642	2.57706	-1.45577	26.3649
BRASIL	0.00093	2.40281	-0.01753	8.877626
COLOMBIA	0.028294	2.402814	0.27946	10.0818
MEXICO	0.03684	1.90720	-0.72140	49.8244
PERU	0.01893	1.43687	-0.17551	9.397341
CHILE	0.00512	1.19765	-0.1223	6.06350
VENEZUELA	-0.00477	2.69484	-1.99877	53.3797

Note: S.D. is the standard deviation. Skew. Is the Skewness statistic. Excess K. is the excess of Kurtosis. All the values are computed using STATA package.

Table 2. Results of GPH test for $T^{0.5}$				
Country	$(r_t - \bar{r})$	$(r_t - \bar{r})^2$	$ r_t - \bar{r} $	$\ln(r_t - \bar{r})$
EGYPT	0.3857† (3.51)	0.3182† (2.00)	0.3757† (3.51)	0.3954† (3.60)
MOROCCO	0.1319 (1.20)	0.2004 (1.82)	0.1323 (1.20)	0.11 (1.00)
S. AFRICA	0.3253† (2.96)	0.301† (2.74)	0.3305† (2.96)	0.2485‡ (2.26)
CHINA	0.3124† (5.31)	0.2316† (2.26)	0.2789† (3.01)	0.2768† (3.09)
INDIA	0.3124† (4.01)	0.3302† (3.01)	0.2876† (2.79)	0.2909† (2.65)

Country	$(r_t - \bar{r})$	$(r_t - \bar{r})^2$	$ r_t - \bar{r} $	$\ln r_t - \bar{r} $
PAKISTAN	0.3294† (3.00)	0.4269† (3.89)	0.3394† (3.00)	0.1983 (1.80)
INDONESIA	0.2455† (3.21)	0.48† (4.37)	0.2347† (2.99)	0.2236† (3.34)
S. KOREA	0.7555† (7.07)	0.5903† (5.38)	0.7755† (7.07)	0.5312† (4.84)
MALAYSIA	0.5679† (5.36)	0.3254† (2.96)	0.5879† (5.36)	0.5004† (4.56)
PHILLIPPINES	0.2709‡ (2.46)	0.1369 (1.24)	0.2703‡ (2.46)	0.2613‡ (2.38)
TAIWAN	0.3374‡ (3.25)	0.3746† (3.41)	0.3574† (3.25)	0.1947 (1.77)
THAILAND	0.3721† (3.36)	0.2845† (2.59)	0.3685† (3.36)	0.1882 (1.71)
JORDAN	0.2821† (2.67)	0.0329 (0.30)	0.2932† (2.67)	0.3128† (2.85)
TURKEY	0.355† (3.44)	0.2674‡ (2.43)	0.378† (3.44)	0.2849† (2.59)
HUNGARY	0.2966† (2.68)	0.2499‡ (2.27)	0.2948† (2.68)	0.3517† (3.20)
POLAND	0.3301† (3.095)	0.3182† (2.00)	0.3393† (3.09)	0.1923 (1.75)
RUSSIA	0.5121† (4.68)	0.2991† (2.72)	0.5135† (4.68)	0.3052† (2.78)
CZECH REP.	0.2663‡ (2.34)	0.4786† (4.36)	0.2576‡ (2.34)	0.2238‡ (2.56)
ARGENTINA	0.3398† (3.00)	0.2289 (2.08)	0.3292† (3.00)	0.1111 (1.01)
BRASIL	0.2561‡ (2.54)	0.3737† (3.40)	0.2561‡ (2.33)	0.1908 (1.74)
COLOMBIA	0.0892 (0.81)	0.2274‡ (2.07)	0.092 (0.81)	-0.0154 (-0.14)
MEXICO	0.253‡ (2.30)	0.0511 (0.466)	0.253‡ (2.30)	0.3751† (3.42)
PERU	0.3833† (3.51)	0.1031 (0.94)	0.3857† (3.51)	0.3954† (3.60)
CHILE	0.2367‡ (3.02)	0.3182† (2.90)	0.2341 (1.55)	0.2037 (1.85)
VENEZUELA	0.2869† (2.61)	0.2946† (2.68)	0.2863† (2.61)	0.3138† (2.86)

Note: *, ‡ and † designed respectively the significance level of 10%, 5% and 1%.

Results reported in Table 3 indicate that all volatility proxies in all emerging stock markets series display a strong dependent structure. The R/S modified tests are statistically significant at the 1% level.

Table 3. Results of Lo R/S modified test ⁴ ($q = 10$)				
Country	$(r_t - \bar{r})$	$(r_t - \bar{r})^2$	$ r_t - \bar{r} $	$\ln(r_t - \bar{r})$
EGYPT	2.8551†	2.1825†	2.8551†	3.1073†
MOROCCO	2.5791†	2.1153†	2.5791†	2.0999†
S. AFRICA	2.5042†	2.5038†	2.5042†	2.3405†
CHINA	2.5563†	2.6543†	2.5044†	2.4657†
INDIA	2.5567†	2.5407†	3.0124†	3.0356†
PAKISTAN	2.8314†	2.5414†	2.8314†	2.3804†
INDONESIA	3.0324†	3.0605†	3.1121†	3.0313†
S. KOREA	3.8592†	2.7285†	3.8592†	3.7813†
MALAYSIA	4.5852†	3.0158†	4.5852†	4.5598†
PHILLIPPINES	3.6083†	2.3198†	3.6083†	3.2935†
TAIWAN	2.6175†	2.0371†	2.6175†	1.9262‡
THAILAND	4.0544†	3.3379†	4.0544†	4.0231†
JORDAN	1.9073‡	1.2974	1.9073‡	2.1546†
TURKEY	2.6143†	2.054†	2.6143†	2.5862†
HUNGARY	2.9569†	2.7742†	2.9569†	2.713†
POLAND	3.4827†	3.1108†	3.4827†	3.0425†
RUSSIA	4.1650†	3.2679†	4.1650†	3.7966†
CZECH REP.	2.7343†	2.5525†	2.7343†	1.7311
ARGENTINA	2.5911†	2.316†	2.5911†	1.9978
BRASIL	2.4054†	2.2246†	2.4054†	1.5521
COLOMBIA	2.4486†	2.4181†	2.4486†	1.7694
MEXICO	3.5289†	2.3962†	3.5289†	3.2697†
PERU	2.8551†	2.1825†	2.8551†	3.1073†
CHILE	2.3345†	2.3554†	2.2349†	1.4948
VENEZUELA	1.6367†	1.1053	1.6367	1.6347

Notes: string vector containing the estimated statistic with its corresponding order. If the estimated statistic is outside the interval (0.809, 1.862), which is the 95 percent confidence interval for no long-memory, a star symbol † is displayed. The other critical values are in Lo's paper.

4 R/S modified tests were applied with various q values (Q=5, 15, 20, 50). The obtained results are quite similar.

In our empirical study, the whole sample was subdivided into sub-samples. Time series in the first sub-sample, running from 01/31/1997 to 07/31/2002 and totalling 1437 observations, were used for estimating unknown parameters of GARCH, IGARCH and FIGARCH models. The VaR estimates of the second sub-sample, running from 08/01/2002 to 11/19/2004 and totalling 600 observations, were then computed based on the parameter estimates obtained from the first sub-sample. These estimates were used to evaluate the out-of-sample performance of the diverse GARCH-type models in forecasting VaR. We adopted jointly the conditional variance given by GARCH-type models (GARCH(1,1), IGARCH(1,1), FIGARCH(1,d,1)) and the RM model. We should note that only a the standardized normal distribution for ε_t was assumed for GARCH-type models. Thus, we consider four VaR estimation methods based on four models. As we have noted above, the parameter λ was taken as 0.94 as suggested by RM (1996). Maximum likelihood estimation was performed for the three GARCH-type models.

4.2. In sample VaR computation

In this subsection, we compute the one-step-ahead VaR for both GARCH-type and RM models. As we have noted above, the emerging stock market returns exhibit fat tails⁵. We expect poor performance by the models based on the normal distribution⁶. All the models are tested with a VaR level α which ranges from 5% to 0.5%. Then we assess the failure rate f_l and f_s for long and short trading positions respectively. In Table 4, we present p-values for Kupiec LR test for EGYPT and MOROCCO. In Tables 5.a. and 5.b., we report summary results for all twenty five emerging stock market indexes for long and short trading positions respectively. So, we computed the number of times (out of 100) that the null hypothesis $f_l = \alpha$ ($f_s = \alpha$, respectively) is not rejected for the combined four possible values of α ($\alpha = 5\%$, 2.5% , 1% and 0.5%) at a significance level of 5%.

For, EGYPT and MOROCCO⁷, the results indicate that

1. VaR models based on the normal distribution (RM and GARCH-type models) cannot capture large returns, with large positive returns (i.e. short VaR) being somewhat better handled than large negative returns (i.e. long VaR).
2. For the two countries and for long and short trading positions, the GARCH-type models with standardized skewed Student-t distributions, the performance improves considerably when compared to that of models based on the normal distribution.
3. The skewed Student IGARCH model work better than all symmetric GARCH-type models and the RM model. The model performs correctly in 87.5% of all cases for negative returns (long VaR) and for positive returns (short VaR).
4. The skewed Student FIGARCH model presents the best performance. It performs correctly in 100% of all cases for the two countries and for the two trading positions.

⁵ This is confirmed by descriptive properties of the data given in Table 1.

⁶ This result was confirmed by Giot and Laurent (2001). Their empirical evidence was conducted on daily major stock indexes for the entire period 1984-2000.

⁷ Complete in sample VaR results are available for all indexes on request.

5. Tables 5.a. and 5.b. display the mean success rate for respectively long and short trading positions for all twenty five emerging stock indexes. As indicated in these Tables, the Skewed student FIGARCH performs correctly in 91% (mean success rate) of all cases for negative returns (i.e. long trading position). The mean success rates for skewed-Student GARCH and IGARCH models are 47% and 73% respectively. For positive returns (short trading position), the mean success rates are equal to 33%, 47% and 71% for respectively skewed Student GARCH, IGARCH and FIGARCH models. In sum, the skewed Student FIGARCH model has a significant effect on VaRs performances for both positive and negative stock returns.

4.3. Out sample VaR computations

At this stage, we will test the out of sample performance of both GARCH-type and RM models. In fact, it will be interesting to test different GARCH-type models in a “real life situation”. VaR models have to give out-of-sample forecasts. VaR models are estimated on the known stock index returns (for example, up to time t) and then VaR forecasts are made for an h time horizon (i.e. for the period $[t + 1, t + h]$). In our validation exercise, one day estimates are given for long and short trading positions ($h = 1$ day). The out of sample VaR estimations were applied only on the skewed student FIGARCH model. Methodologically, we apply an iterative procedure⁸ where, in the first iteration, the skewed Student FIGARCH model is estimated to predict the one-day-ahead VaR. As we have noted above, the first estimation sample covers the period from 01/31/1997 to 07/31/2002. The out of sample period covers the period from 08/01/2002 to 11/19/2004. The predicted one-day-ahead VaR is then compared with the observed returns and both results are recorded for later evaluation using appropriate statistical tests. In the second iteration, the estimation sample is augmented to include one more day, the model is re-estimated and the VaRs are predicted and recorded. The iterative procedure continues until the last observation in the sample. Then, the corresponding failure rates are computed by comparing the long and the short forecasts VaR_{t+1} with the observed $t + 1$ return for all the days of the out of sample period. The same statistics as in the sample tests were employed. The out sample VaR computations for long and short trading positions are displayed in Table 6.a. and 6.b. respectively. Briefly speaking, these results are quite similar to those obtained for the in-sample tests. The skewed-Student FIGARCH process performs rather well for out-sample VaR predictions for both long and short trading positions. The success rate is in the majority of cases close to 75% at a 5% significance level.

4.4. The expected short-fall results

For the expected short-fall, we report complete results only⁹ for EGYPT and MORROCO stock indexes in Table 7. Briefly, these results can be summarized as follows: The expected short-fall, expressed in terms of absolute value, is in most cases larger for the models based on the skewed Student distribution than for models based on normal distribution. It should be noted that the

⁸ See, for example, Giot and Laurent (2001).

⁹ Estimations results for the rest of stock indexes are quite similar and are not reported here. They are available from the co-authors upon request.

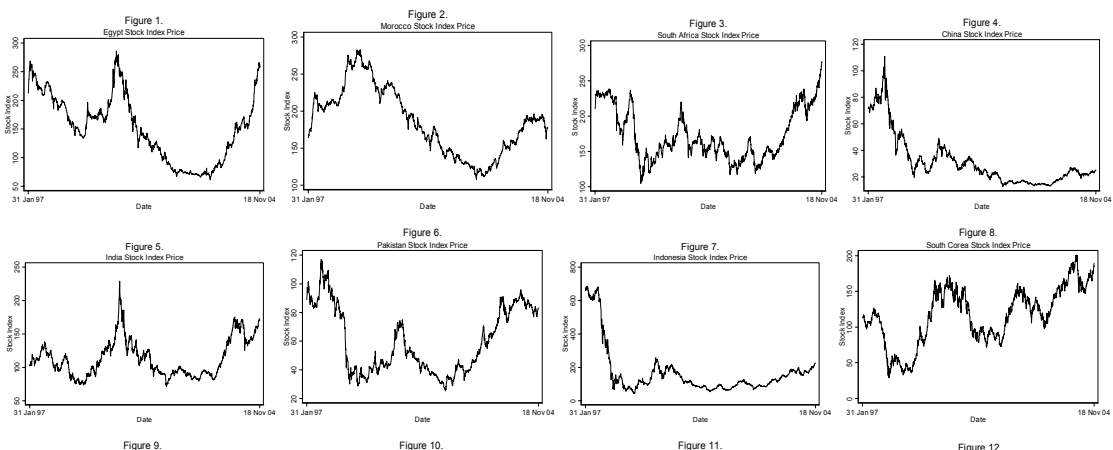
expected short-fall is not a tool to rank VaR models or assess the performance of models. It is very important for risk managers to answer the following question: “If the losses exceed the VaR, how much do I lose on average?” (See e.g. Giot and Laurent 2001, p.11).

5. Summary and concluding remarks

VaR is a quantitative measure, which predicts the financial loss on an asset or portfolio over a time horizon at a given probability. This measure helps financial managers to asses their risks or a regulatory committees to set margin requirements. By its nature, VaR estimation depends on accurate predictions of uncommon events. It is commonly admitted in the literature that over short-term horizons conditional VaR models are usually found to be good candidates for forecasting possible trading positions’ loss-quantiles. In this paper, we extend the analysis by introducing long range dependence on stock indexes volatilities in conditional VaR models. We also take short and long trading positions into account. To consider jointly these trading positions brought us to look for a statistical model that correctly models the left and the right tails of the distribution of returns. Six GARCH-type (GARCH, IGARCH and FIGARCH) and RM models are proposed. Standardized normal, Student and skewed Student distributions were assumed for the GARCH-type models. We focused on four extreme percentiles ranging from 5% to 0.5%. All models were applied to daily data for twenty five emerging stock indexes covering the period 1997-2004. Methodologically, we proceeded in three stages. In the first stage, in-sample tests were conducted in order to estimate unknown parameters of the GARCH-type models. These estimates were used, in the second stage, to assess the out-of-sample performance of various GARCH models in forecasting VaR. In the last stage, we computed the expected short-fall and the average multiple of tail event to risk measure for the models. Our results show that in the majority of cases, the skewed Student FIGARCH model performs correctly for negative returns and positive returns. The skewed Student FIGARCH models seem to capture both long range dependence of emerging stock market volatility for all VaR levels for long and short trading positions.

Appendices

Figure 1: Emerging markets stock indexes (1997:01-2004:11), daily frequency



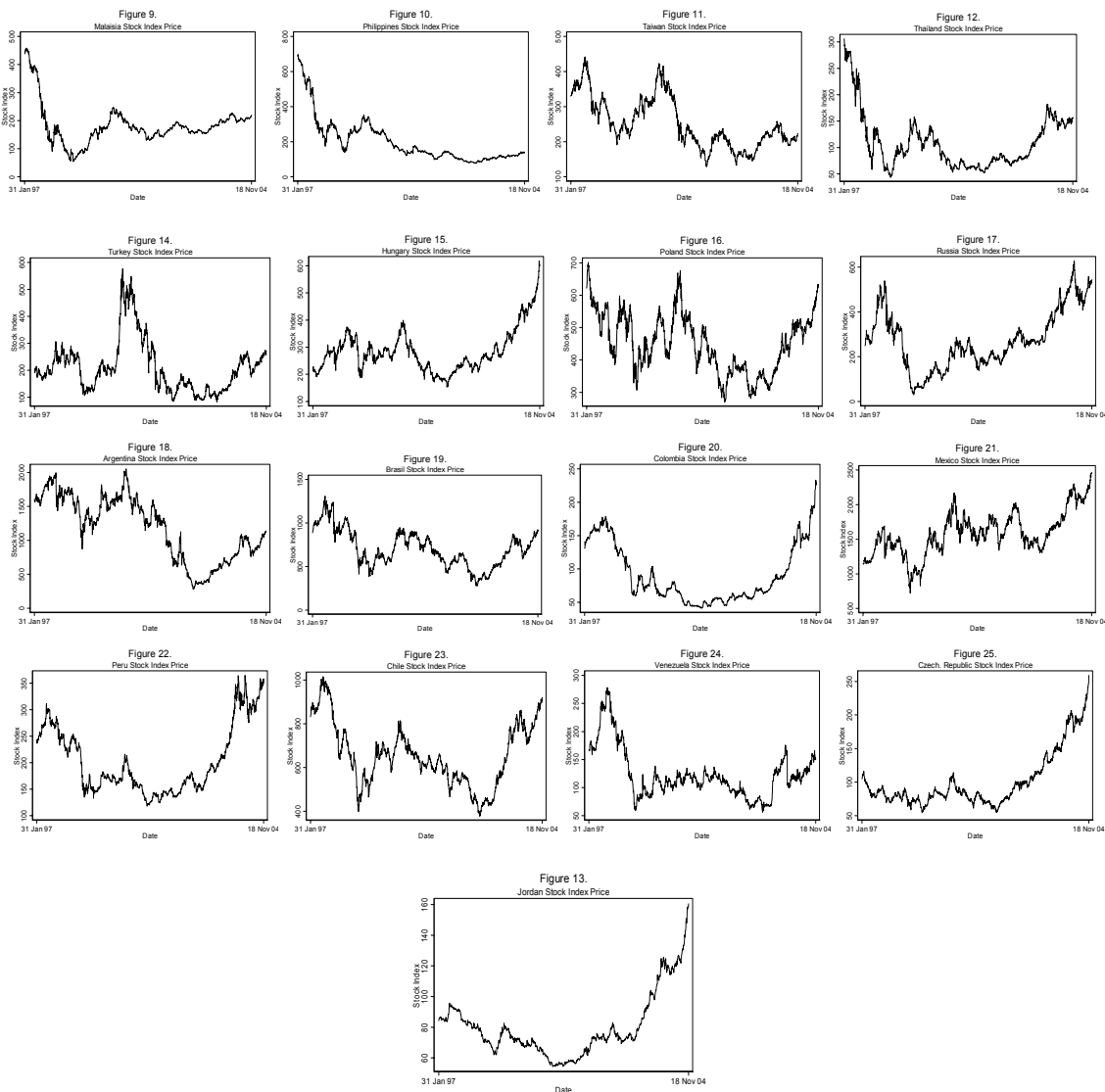


Table 4.				
VaR estimations for MOROCCO and EGYPT (in sample)				
α	5%	2.5%	1%	0.5%
VaR for long trading position				
MORROCCO				
N-GARCH	0.004	0.001	0.003	0.000
RM	0.001	0.000	0.000	0.000
t-GARCH	0.002	0.003	0.000	0.000
t-IGARCH	0.045	0.001	0.003	0.000
sk-t-GARCH	0.064	0.032	0.043	0.523
sk-t-IGARCH	0.443	0.332	0.452	0.667
sk-t-FIGARCH	0.567	0.443	0.432	0.332
EGYPT				
N-GARCH	0.003	0.031	0.000	0.000
RM	0.00	0.006	0.049	0.334

α	5%	2.5%	1%	0.5%
t-GARCH	0.001	0.023	0.006	0.043
t-IGARCH	0.023	0.022	0.032	0.043
sk-t-GARCH	0.043	0.066	0.124	0.234
sk-t-IGARCH	0.032	0.343	0.221	0.332
sk-t-FIGARCH	0.236	0.432	0.193	0.213
VaR for short trading position				
MOROCCO				
N-GARCH	0.000	0.000	0.0321	0.011
RM	0.001	0.023	0.043	0.003
t-GARCH	0.000	0.000	0.000	0.001
t-IGARCH	0.021	0.011	0.000	0.000
sk-t-GARCH	0.213	0.063	0.032	0.032
sk-t-IGARCH	0.332	0.024	0.442	0.332
sk-t-FIGARCH	0.554	0.543	0.091	0.469
EGYPT				
N-GARCH	0.002	0.000	0.000	0.012
RM	0.032	0.021	0.022	0.011
t-GARCH	0.000	0.061	0.000	0.000
t-IGARCH	0.055	0.321	0.432	0.014
sk-t-GARCH	0.076	0.000	0.335	0.033
sk-t-IGARCH	0.432	0.433	0.446	0.789
sk-t-FIGARCH	0.561	0.211	0.436	0.678

Notes: P-values for the null hypothesis $f_l = \alpha$ (i.e. failure rate for the long trading positions is equal to α , top of the table) and $f_s = \alpha$ (i.e. failure rate for the short trading positions is equal to α , bottom of the table). α is equal successively to 5%, 2.5%, 1% and 0.5%. The models are successively Normal-GARCH, RiskMetrics, Student-GARCH, Student-IGARCH, skewed Student GARCH, skewed Student IGARCH and skewed Student FIGARCH.

Table 5.a.							
In sample VaR results for all emerging stock markets indexes (long trading position)							
	N-GARCH	RM	t-GARCH	t-IGARCH	skew-t-GARCH	skew-t-IGARCH	skew-t-FIGARCH
EGYPT	0	25	0	0	25	100	100
MOROCCO	0	0	0	0	50	75	100
S. AFRICA	0	0	0	25	50	75	100
CHINA	25	0	25	25	50	100	75
INDIA	25	0	50	0	50	75	75
PAKISTAN	25	0	50	0	75	100	50
INDONESIA	0	25	0	0	25	25	100

	N-GARCH	RM	t-GARCH	t-IGARCH	skew-t-GARCH	skew-t-IGARCH	skew-t-FIGARCH
S. KOREA	0	25	0	25	50	50	100
MALAYSIA	25	25	25	25	25	100	100
PHILLIPPINES	25	50	0	50	0	75	100
TAIWAN	25	50	25	25	100	50	75
THAILAND	25	0	0	50	100	50	50
JORDAN	25	0	25	50	50	75	100
TURKEY	0	0	0	25	0	100	100
HUNGARY	0	0	0	75	25	50	100
POLAND	0	25	0	0	25	75	100
RUSSIA	25	0	0	0	50	75	100
CZECH REP.	50	0	25	50	25	75	100
ARGENTINA	50	25	50	25	50	75	100
BRASIL	25	0	0	25	100	50	100
COLOMBIA	25	50	0	0	50	25	75
MEXICO	25	25	0	0	0	100	75
PERU	50	0	25	50	50	100	100
CHILE	0	25	0	75	75	75	100
VENEZUELA	25	0	0	50	75	75	100
Mean of success rate	19%	14%	12%	26%	47%	73%	91%

Notes: Number of times (out of 100) that the null hypothesis $f_i = \alpha$ (i.e. failure rate for the long trading positions is equal to α , top of the table) is not rejected for the combined four possible values of α (the level of significance is 5%). The models are successively Normal-GARCH, RiskMetrics, Student-GARCH, Student-IGARCH, skewed Student GARCH, skewed Student IGARCH and skewed Student FIGARCH.

Table 5.b.							
In sample VaR results for all emerging stock market indexes (short trading position)							
	N-GARCH	RM	t-GARCH	t-IGARCH	skew-t-GARCH	skew-t-IGARCH	skew-t-FIGARCH
EGYPT	0	0	0	50	50	100	100
MOROCCO	0	0	0	0	25	75	100
S. AFRICA	0	0	0	25	0	50	100
CHINA	0	0	50	50	50	75	100
INDIA	25	25	25	50	25	50	75
PAKISTAN	0	50	25	25	50	25	50
INDONESIA	25	0	25	25	25	25	100

	N-GARCH	RM	t-GARCH	t-IGARCH	skew-t-GARCH	skew-t-IGARCH	skew-t-FIGARCH
S. KOREA	25	25	0	25	0	50	50
MALAYSIA	0	0	0	50	50	25	75
PHILLIPPINES	0	25	25	25	50	25	25
TAIWAN	0	0	25	25	50	50	100
THAILAND	25	25	50	25	25	25	75
JORDAN	50	0	25	50	25	25	50
TURKEY	50	0	25	0	25	25	100
HUNGARY	0	0	25	0	50	25	75
POLAND	0	0	0	25	50	50	50
RUSSIA	0	0	0	25	75	25	25
CZECH REP.	0	25	0	50	75	25	50
ARGENTINA	0	25	25	25	50	75	50
BRASIL	0	0	50	25	25	50	100
COLOMBIA	25	50	25	25	25	50	50
MEXICO	0	0	0	50	0	75	25
PERU	0	0	0	25	0	50	75
CHILE	0	0	0	0	25	100	100
VENEZUELA	0	0	0	0	0	25	75
Mean of success rate	9	10	16	27	33	47	71

Number of times (out of 100) that the null hypothesis $f_t = \alpha$ (i.e. failure rate for the long trading positions is equal to α , top of the table) is not rejected for the combined four possible values of α (the level of significance is 5%). The models are successively Normal-GARCH, RiskMetrics, Student-GARCH, Student-IGARCH, skewed Student GARCH, skewed Student IGARCH and skewed Student FIGARCH.

Table 6.a				
Out sample VaR results for the skewed student FIGARCH model (All emerging markets stock indexes, long trading position)				
α	5%	2.5%	1%	0.5%
EGYPT	0.211	0.312	0.056	0.541
MOROCCO	0.002	0.092	0.331	0.442
S. AFRICA	0.562	0.751	0.521	0.265
CHINA	0.245	0.355	0.015	0.115
INDIA	0.333	0.151	0.542	0.000
PAKISTAN	0.541	0.736	0.874	0.012
INDONESIA	0.001	0.932	0.942	0.254
S. KOREA	0.04	0.234	0.774	0.354
MALAYSIA	0.211	0.520	0.335	0.215

α	5%	2.5%	1%	0.5%
PHILLIPPINES	0.005	0.335	0.226	0.005
TAIWAN	0.069	0.652	0.002	0.224
THAILAND	0.024	0.664	0.154	0.542
JORDAN	0.245	0.002	0.135	0.447
TURKEY	0.009	0.119	0.554	0.751
HUNGARY	0.542	0.448	0.591	0.031
POLAND	0.664	0.412	0.005	0.022
RUSSIA	0.652	0.321	0.021	0.123
CZECH REP.	0.713	0.551	0.332	0.456
ARGENTINA	0.428	0.410	0.004	0.421
BRASIL	0.495	0.086	0.251	0.428
COLOMBIA	0.020	0.195	0.661	0.782
MEXICO	0.000	0.216	0.014	0.665
PERU	0.013	0.298	0.552	0.742
CHILE	0.055	0.335	0.011	0.445
VENEZUELA	0.251	0.541	0.000	0.515

Notes: P-values for the null hypothesis $f_l = \alpha$ (i.e. failure rate for the long trading positions is equal to α , α is equal successively to 5%, 2.5%, 1% and 0.5%). The failure rates are computed for the skewed Student FIGARCH model (out of sample estimation).

Table 6.b				
Out sample VaR results for the skewed Student FIGARCH model (All emerging markets stock indexes, short trading position)				
α	5%	2.5%	1%	0.5%
EGYPT	0.021	0.520	0.221	0.112
MOROCCO	0.115	0.697	0.512	0.005
S. AFRICA	0.335	0.255	0.332	0.026
CHINA	0.544	0.542	0.214	0.842
INDIA	0.551	0.332	0.224	0.693
PAKISTAN	0.066	0.006	0.558	0.568
INDONESIA	0.009	0.135	0.651	0.712
S. KOREA	0.089	0.054	0.006	0.000
MALAYSIA	0.632	0.004	0.010	0.449
PHILLIPPINES	0.421	0.054	0.278	0.334
TAIWAN	0.126	0.557	0.624	0.209
THAILAND	0.134	0.711	0.364	0.105
JORDAN	0.442	0.115	0.255	0.332
TURKEY	0.236	0.216	0.842	0.447

α	5%	2.5%	1%	0.5%
HUNGARY	0.512	0.225	0.002	0.876
POLAND	0.001	0.331	0.331	0.665
RUSSIA	0.005	0.412	0.114	0.705
CZECH REP.	0.514	0.235	0.322	0.099
ARGENTINA	0.489	0.551	0.229	0.282
BRASIL	0.875	0.005	0.558	0.641
COLOMBIA	0.544	0.101	0.154	0.209
MEXICO	0.214	0.901	0.099	0.334
PERU	0.256	0.662	0.103	0.645
CHILE	0.548	0.052	0.532	0.439
VENEZUELA	0.338	0.441	0.241	0.554

Notes: P-values for the null hypothesis $f_s = \alpha$ (i.e. failure rate for the short trading positions is equal to α), α is equal successively to 5%, 2.5%, 1% and 0.5%). The failure rates are computed for the skewed Student FIGARCH model (out of sample estimation).

Table 7. The expected short-fall for MOROCCO and EGYPT (in sample)				
α	5%	2.5%	1%	0.5%
<i>Expected short-fall for long trading position</i>				
MORROCCO				
N-GARCH	-0.0321	-0.0421	-0.4532	-0.4867
RM	-0.0245	-0.0324	-0.0387	-0.0523
t-GARCH	-0.0342	-0.0423	-0.0457	-0.0498
t-IGARCH	-0.0466	-0.0487	-0.0532	-0.0556
sk-t-GARCH	-0.0343	-0.0367	-0.0412	-0.0436
sk-t-IGARCH	-0.0311	-0.0337	-0.0378	-0.0398
sk-t-FIGARCH	-0.0322	-0.0331	-0.3421	-0.3566
EGYPT				
N-GARCH	-0.0443	-0.0467	-0.0489	-0.0512
RM	-0.0403	-0.0421	-0.0446	-0.0473
t-GARCH	-0.0456	-0.0466	-0.0476	-0.0501
t-IGARCH	-0.0447	-0.0455	-0.0476	-0.0488

α	5%	2.5%	1%	0.5%
sk-t-GARCH	-0.0450	-0.0460	-0.0466	-0.0493
sk-t-IGARCH	-0.0422	-0.0447	-0.0486	-0.0491
sk-t-FIGARCH	-0.0443	-0.0452	-0.0467	-0.0488
<i>Expected short-fall for short trading position</i>				
MOROCCO				
N-GARCH	0.0324	0.0411	0.0435	0.0441
RM	0.0265	0.0332	0.0354	0.0378
t-GARCH	0.0344	0.0444	0.0467	0.0488
t-IGARCH	0.0487	0.0521	0.0533	0.0559
sk-t-GARCH	0.0553	0.0576	0.0601	0.0632
sk-t-IGARCH	0.0314	0.0433	0.0488	0.0465
sk-t-FIGARCH	0.0444	0.0466	0.0476	0.5022
EGYPT				
N-GARCH	0.0433	0.0454	0.0465	0.0499
RM	0.0433	0.0455	0.0467	0.0498
t-GARCH	0.0446	0.0487	0.0489	0.0501
t-IGARCH	0.0501	0.0502	0.0511	0.0532
sk-t-GARCH	0.0433	0.0442	0.0477	0.0499
sk-t-IGARCH	0.0445	0.0476	0.0488	0.0490
sk-t-FIGARCH	0.0433	0.0456	0.0478	0.5019
Notes: The expected short-fall for the long and short VaR (at level α) given by Normal-GARCH, RiskMetrics, Student-GARCH, Student-IGARCH, skewed Student GARCH, skewed Student IGARCH and skewed Student FIGARCH.				

References

Aloui, C., E. Abaoub and M. Bellalah, 2005, "Long Range Dependence on Tunisian Stock Market Volatility", *International Journal of Business*, 10, 4, 1-26.

Baillie, R.T., T. Bollerslev, and H.O. Mikkelsen, 1996, "Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 73, 3-20.

Barkoulas, J. T., and C. F. Baum, 1996, "Long term Dependence in Stock Returns", *Economics Letters*, 53, 253-259.

Barkoulas, J. T., C. F. Baum, and N. Travlos, 2000, "Long Memory in the Greek Stock Market", *Applied Financial Economics*, 10, 177-184.

- Crato, N., 1994, "Some International Evidence Regarding the Stochastic Behavior of Stock Returns", *Applied Financial Economics*, 4, 33-39.
- Cheung, Y-W., and K.S. Lai, 1995, "A Search for Long Memory in International Stock Market Returns", *Journal of International Money and Finance*, 14, 597-615.
- Ding, Z., C. W. J. Granger, and R.F. Engle, 1993, "A Long Memory Property of Stock Markets Returns and a New Model", *Journal of Empirical Finance*, 1, 83-106.
- Ding, Z., and Granger, C.W.J. 1996, "Modeling Volatility Persistence of Speculative returns: A New Approach", *Journal of Econometrics*, 73, 185-215.
- Geweke, J. and S. Porter-Hudack, 1983, "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221-238.
- Giot, P. and S. Laurent, 2001, "Value-at-Risk for Long and Short Trading Positions", CORE Discussion Working Paper, 22.
- Granger, C.W.J. and R. Joyeux, R., 1980, "An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing", *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15-29.
- Henry, O.T., 2002, "Long Memory in Stock Returns: Some International Evidence", *Applied Financial Economics*, 12, 725-729
- Hosking, J.R.M., 1981, "Fractional Differencing", *Biometrika*, 68,165-176.
- Hurvich, C.M., R.S. Deo, and J. Brodsky, 1998, "The Mean Squared Error of Geweke and Porter-Hudack's Estimator of the Memory Parameter of Long Memory Time Series", *Journal of Time Series Analysis*, 19, 19-46.
- Hurvich, C.M and R.S. Deo, 1999, "Plug in Selection of Numbers of Frequencies in Regression Estimates of the Memory Parameter of Long Memory Time Series", *Journal of Time Series Analysis*, 20, 331-341.
- Kupiec, P. 1995, "Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models, *Journal of Derivatives*, 2, 173-184.
- Lo, A.W., 1991, "Long Term Memory in Stock Market Prices", *Econometrica*, 59, 1279-1313.
- RiskMetrics, 1996, Risk Publications, "Value at Risk" Risk supplement.
- Robinson, P. M., 1995, "Gaussian Semiparametric Estimation of Long Range Dependence" *Annals of Statistics*, 23, 1630-1661.
- Robinson, P.M., and M. Henry, 1996, Bandwidth Choice In Gaussian Semiparametric Estimation of Long Range Dependence, in P.M. Robinson and M. Rosenblatt eds. Athens Conference on Applied Probability in Time Series Analysis, II, New York, 220-232.
- Sadique, S. and P. Sillvapulle, 2001, "Long-term Memory in Stock Market Returns: International Evidence", *International Journal of Finance and Economics*, 6, 59-67.

Scaillet, O. 2000, "Nonparametric Estimation and Sensivity Analysis of Expected Shortfall", Mimeo, Université Catholique de Louvain, IRES.

Siddiqui, M. 1976, "The Asymptotic Distribution of the Range and Other Functions of Partial Sums of Stationary Processes", *Water Resources Research*, 12, 1271-1276.

Sowell, F., 1992, "Modeling Long-run Behavior with the Fractional ARIMA Models", *Journal of Monetary Economics*, 29, 277-302.

Teverovsky, V. Taqqu M.S. and W. Willinger, 1999, "A Critical Look at Lo's Modified R/S Statistic", *Journal of Statistical Planning and Inference*, 80, 211-227.

Wright, J.H. 2001, "Long Memory in Emerging Market Stock Returns", *Emerging Markets Quarterly*, 5, 50-55.

Soft Facts Rating

Nachdem die neuen Eigenkapitalvorschriften für Banken zu Beginn des Jahres 2006 vom österreichischen Nationalrat gebilligt worden sind, steht diese Thematik hier vor ihrer unmittelbaren praktischen Anwendung. In zahlreichen nationalen und internationalen Studien wurden diverse Aspekte von Basel II erhoben. Das Schwergewicht dieser Untersuchungen lag bis ca. 2002 auf einer Informationseinholung über notwendige Anpassungen und den Kenntnisstand bezüglich Basel II und verlagerte sich danach auf Untersuchungen der konkreten Maßnahmen für Banken und Unternehmen, die sich aus den neuen Eigenkapitalvorschriften ergeben. Diese Maßnahmen sind sehr eng mit den sogenannten „Hard Facts“ verknüpft. Hard Facts sind messbare Kennzahlen eines potentiellen Kreditnehmers, die in das Rating durch die Bank einfließen. „Soft Facts“ sind Ergebnisse einer qualitativen Bonitätsanalyse eines potentiellen Kreditnehmers, die nur schwer messbar sind [z.B. Managementqualität, (Unternehmens-)Strategie]. Den schwieriger zu messenden Soft Facts wurde bisher weniger Beachtung geschenkt. Gemeinsam mit Studierenden der Fachhochschule des bfi Wien und der Basel II Experts Group der Wirtschaftskammer Österreich (WKO) wurde zur Forschungsfrage **„Unterschiede im Verständnis des Soft Facts Ratings zwischen Banken und Unternehmen und Unterschiede im Verständnis der Auswirkungen des Soft Facts Ratings zwischen Banken und Unternehmen in Österreich“** eine Befragung für Unternehmen (KMU) und eine für Banken entwickelt und durchgeführt. Daraus wurden in einem weiteren Schritt Verbesserungspotentiale in der Kommunikation zwischen Banken und Unternehmen abgeleitet. Ziel ist es, den akkreditierten Basel II ExpertInnen der WKO auf Basis der Analysen das Wissen zum besseren Verständnis der Problematik zu geben, das diese im täglichen Beratungsalltag brauchen und einsetzen können. Die Ergebnisse der Studie werden im Herbst 2006 präsentiert.

Rückfragehinweis:

Forschungsprojekt im Auftrag der Basel II Experts Group der Fachgruppe Unternehmensberatung und Informationstechnologie (UBIT) der WKO.

Geplante Laufzeit: April 2006 bis Oktober 2006

Projektleitung: Dipl. Ing. Alois Strobl, E-Mail: alois.strobl@fh-vie.ac.at

Kooperationspartner: Basel II Experts Group der Fachgruppe UBIT der WKO

Johannes Jäger

Global Finance and the European Economy: the Struggle over Banking Regulation

Es wird weithin angenommen, dass der Globalisierungsprozess im Finanzsektor wesentlich durch das Dollar Wall Street Regime bestimmt wird. Es ist jedoch weniger klar, welche Rolle der Europäischen Union in diesem Prozess zukommt. Während einerseits die Europäische Union

eher als passive Kraft angesehen wird, die sich einfach dem externen Druck der Globalisierung im Finanzsektor anpasst, so wird andererseits ebenso die wichtige Rolle der EU im Prozess globaler Regulierung hervorgehoben. Die konkrete Analyse der Auseinandersetzung um neue Grundlagen für eine Modernisierung der Bankenregulierung – Basel II – zielt darauf ab, dieser Frage nach der Rolle der EU bezogen auf die Globalisierung im Finanzsektor nachzugehen. Dies ist für die Abschätzung zukünftiger Regulierungsdynamik zentral. Die Analyse der Auseinandersetzungen um Basel II erfolgt überdies vor dem Hintergrund möglicher Wirkungen des neuen Regelwerks auf die europäische Wirtschaft. Analytisch erfolgt damit eine Verbindung in der Untersuchung von Form und Inhalt sich ändernder Regulierungsmuster.

Rückfragehinweis:

Forschungsprojekt im Rahmen des durch die Österreichische Forschungsförderungsgesellschaft geförderten Programms FHplus zum Thema „Auswirkungen von Basel II auf Banken und in Folge auf Unternehmen (insbesondere KMU)“

Geplante Laufzeit: März 2006 bis Dezember 2006

Projektleitung: Dr. Johannes Jäger, E-Mail: johannes.jaeger@fh-vie.ac.at

Kooperationspartner: Prof. Dr. Hans-Jürgen Bieling, Universität Marburg (D)

Johannes Jäger

Transformation of Global Financial Governance: global-local and local-global linkages

Gegenstand des Forschungsprojektes ist es, die aktuellen Entwicklungen in der Transformation globaler Governance im Finanzbereich in historischer Perspektive zu analysieren. Dies soll theoretisch durch die Synthetisierung bestehender Theorieansätze und empirisch durch die Analyse von zwei konkreten Fallstudien, geschehen. Ziel des Projektes ist es, Governance-Prozesse systematisch in ökonomische Strukturen einzubetten, um Determinanten und Wirkungen der Veränderungen von Financial Governance Prozessen umfassend zu analysieren. Überdies umfasst die Analyse die lokale und die globale Ebene in multi-skalarer Herangehensweise. Die erhofften Ergebnisse sollen dazu beitragen, die sich verändernden Formen und Ausmaße von Governance-Prozessen im Finanzbereich besser zu verstehen. Ein solches Verständnis kann eine wichtige Grundlage für die Antizipation von Trends in der Entwicklung von Finanzsystemen für ökonomische Akteure darstellen und soll diesen ermöglichen, Regulierungs- und Interventionmöglichkeiten auf unterschiedlichen räumlichen Ebenen noch besser auszuloten.

Rückfragehinweis:

Forschungsprojekt gefördert durch den Jubiläumsfonds der Oesterreichischen Nationalbank

Geplante Laufzeit: Juli 2006 bis Juni 2009

Projektleitung: Rektor (FH) Prof. (FH) Dkfm. Dr. Rudolf Stickler

E-Mail: rudolf.stickler@fh-vie.ac.at

ProjektmitarbeiterInnen: Mag. Karen Imhof, Dr. Johannes Jäger

Robert Schwarz

Branchenrisiko in Österreich

Ziel dieses Projektes ist, das Unternehmenswertmodell von Merton, das für die Modellierung von Ausfallsrisiken von Unternehmen konzipiert wurde, auf einer höheren Stufe, nämlich auf Branchenebene, die bei der Modellierung des Kreditrisikos im Vergleich zum Länderrisiko immer mehr an Bedeutung gewinnt, anzuwenden. Die Bedeutung des Branchenrisikos kann man auch daran erkennen, dass Moody's/KMV in ihrem Tool RISKCALC™ die Branche als Kontrollvariable einführen und damit eine signifikant verbesserte Prognose von Ausfallswahrscheinlichkeiten feststellbar ist. Zu diesem Zweck werden alle relevanten Daten auf Branchenebene betrachtet, d.h. es wird eine Branche als ein Unternehmen modelliert und das Ausfallsrisiko des z.B. Unternehmens ‚Bauwirtschaft‘ in Österreich berechnet. Die notwendigen Unternehmenskennzahlen wie EBITDA und die Kapitalstruktur der österreichischen Unternehmen stellt der österreichische Kreditschutzverband von 1870 zur Verfügung.

Rückfragehinweis:

Forschungsprojekt im Rahmen des durch die Österreichische Forschungsförderungsgesellschaft geförderten Programms FHplus zum Thema „Auswirkungen von Basel II auf Banken und in Folge auf Unternehmen (insbesondere KMU)“

Projektleitung: Mag. Robert Schwarz E-Mail: robert.schwarz@fh-vie.ac.at

Kooperationspartner: Kreditschutzverband von 1870 (KSV)

Emel Kis

Erasmus – Curriculum Development Project: ARIMA – Master Programme Quantitative Asset and Risk Management

Um dem Leitgedanken der Fachhochschule des bfi Wien „**Studieren auf europäischem Niveau**“ gerecht zu werden, wird der studentischen Mobilität an der Fachhochschule des bfi Wien höchste Priorität gegeben. Deshalb werden die Schaffung eines europaweiten Netzwerkes und eine intensive und nachhaltige Zusammenarbeit mit europäischen Hochschulen angestrebt.

Im Frühjahr 2006 hat die Fachhochschule des bfi Wien als Koordinatorin das Erasmus – Curriculum-Entwicklungsprojekt „**ARIMA – Master Programme Quantitative Asset and Risk Management**“ bei der Europäischen Kommission erfolgreich eingereicht. Die Genehmigung zur Durchführung wurde im Sommer 2006 von der Europäischen Kommission erteilt.

Inhaltlicher Projektleiter ist der Rektor (FH) und Leiter des Studiengangs „Bank- und Finanzwirtschaft“, Prof. (FH) Dr. Rudolf Stickler.

Ziel dieses Projektes ist die **Entwicklung und die Umsetzung eines gemeinsamen europäischen Master Programms** mit folgenden Hochschulen:

- **Thames Valley University**, London, Großbritannien
- **The New Anglo-American College in Prague**, Tschechische Republik
- **Marmara University**, Istanbul, Türkei

Bei der Wahl der Hochschulen wurde besonders auf die geografische Streuung der Partner geachtet, um so die europäische Dimension zu garantieren.

Die Projektlaufzeit dieses Erasmus – Curriculum Entwicklungsprojektes beträgt 3 Jahre, wobei die ersten beiden Jahre für die gemeinsame Konzeption und das letzte Jahr für die gemeinsame Umsetzung des Master Programms vorgesehen sind. Mit den Arbeiten zur Entwicklung des Curriculums wurde im Oktober 2006 begonnen. **Im Wintersemester 2008/09 wird das Master Programm an allen beteiligten Hochschulen starten.**

Die Fachhochschule des bfi Wien bietet seit 1998 den Studiengang „Bank- und Finanzwirtschaft“ und seit 2003 den postgradualen Lehrgang MBA Risk Management erfolgreich an. Darüber hinaus legt die Fachhochschule des bfi Wien seit mehreren Jahren den Fokus auf die angewandte Forschung im Bereich des Risikomanagements. Namhafte österreichische Banken wie Bank Austria-Creditanstalt, Erste Bank, Raiffeisen Zentralbank und nicht zuletzt die Oesterreichische Nationalbank zählen zu den Kooperationspartnern. Aber auch mit Organisationen wie dem Kreditschutzverband von 1870, der Basel II Experts Group der Wirtschaftskammer Österreich oder der Telekom Austria wurde bzw. wird auf Forschungsebene zusammengearbeitet.

An den Partnerhochschulen wird ebenfalls bereits seit Jahren die Studienrichtung „Bank- und Finanzwirtschaft“ angeboten.

Die Studierenden werden die Möglichkeit haben, im Rahmen dieses **viersemestrigen Master Programms** ein **Doppeldiplom**¹ zu erhalten. Dazu ist für sie ein Auslandssemester an einer Partnerhochschule verpflichtend. Weiters sind DozentInnenmobilität und Fernlehrelemente wie E-Learning vorgesehen. Unterrichtssprache des Master Programms wird in allen beteiligten Ländern Englisch sein.

Folgende Module sind im Rahmen des Master Programms geplant:

- Special Field 1: Quantitative Methods and Financial Theory
- Special Field 2: Quantitative Risk Measurement
- Special Field 3: Quantitative Asset Management
- Special Field 4: Private Banking and Fund Management
- Special Field 5: Risk Management in Banks and Integrated Bank Management
- Special Field 6: Risk Management for Insurance Companies and Integrated Insurance Management

¹ Ein Doppelabschlussabkommen bietet Studierenden ohne wesentliche Verlängerung der Studiendauer die Möglichkeit, einen zweiten internationalen Grad an einer Partnerhochschule zu erwerben.

Neben einer nationalen ist auch eine **internationale Akkreditierung** des Master Programms vorgesehen. Voraussetzung für die Teilnahme am Master Programm ist ein Bachelorabschluss. AbsolventInnen dieses Master Programms können mit einem PhD-Studium² fortsetzen.

Rückfragehinweis:

Projekt gefördert im Rahmen von Erasmus.

Laufzeit: Oktober 2006 bis September 2009

Mag. Emel Kis, International Office der Fachhochschule des bfi Wien

E-Mail: emel.kis@fh-vie.ac.at, Tel. ++43/1/720 12 86-85

² Laut neuer Abschlussarchitektur sind die Inhaber/innen eines Diplomgrades oder eines Mastergrades (einschließlich Fachhochschul-Diplomgraden oder Fachhochschul-Mastergraden) zur Zulassung zum Doktoratsstudium an einer Universität berechtigt. Der Doktorgrad (mit dem Wortlaut „Doktor/in ...“) wird nach einem Studium mit 120 ECTS-Anrechnungspunkten, der akademische Grad „Doctor of Philosophy“ („PhD“) nach einem forschungsorientierten Studium mit 240 ECTS-Anrechnungspunkten verliehen (vgl. Bundesministerium für Bildung Wissenschaft und Kultur: Anhang zum Diplom / Diploma Supplement. 8. Das österreichische Hochschulsystem. Stand: Juli 2006. http://www.bmbwk.gv.at/universitaeten/diplomasupplement/DasDiplomaSupplement/Anhang_zum_Diplom__Diplo7750.xml)

Veröffentlichungen der Fachhochschule des bfi Wien

In diesem Abschnitt von „Wirtschaft und Management“ stellen wir Ihnen Arbeiten von FH-MitarbeiterInnen vor, die im Jahr 2006 zum Themenkomplex Basel II/Risikomanagement publiziert wurden bzw. werden.

Christian Butschek

Vertragsanpassung nach Basel II

In: BankArchiv. Zeitschrift für das gesamte Bank- und Börsenwesen. Veröffentlichung in Kürze.

Abstract

Adjustment of Contracts after Basel II

Pursuant to the new capital adequacy rules the standard risk costs and the equity capital costs of a credit have to be calculated differently: the credit risk has to be taken into account to a greater extent than before. Loans for “bad” debtors will become more expensive, such for “good” debtors will become cheaper. What impact does this have on existing long-term contracts? Can – or even: must – a bank “transmit” different costs to the customer according to contractual clauses, especially to the “General Conditions of Banking”? Since we have to expect new contractual clauses enabling the bank to adjust the agreed interest rate to the current rating, another question will be, how such clauses have to be designed. The article analyses, if such clauses are valid under §§ 864 a, 879 Para 3 of the Austrian Civil Code and § 6 Para 1 No. 5 of the Consumer Protection Act and will try to make use of recent Supreme Court decisions concerning interest rate adjustment clauses, especially in consumer loans.

Contact: christian.butschek@fh-vie.ac.at

Article written in German. The article is to be published soon in BankArchiv. Zeitschrift für das gesamte Bank- und Börsenwesen.

Barbara Cucka

Maßnahmen zur Ratingverbesserung. Empfehlungen von Wirtschaftstreuändern

Working Paper. Juli 2006.

Abstract

Measures to improve corporate ratings

This study analyses how tax consultants, auditors and chartered accountants in Austria and Switzerland advise their clients on questions regarding bank-ratings and points out differences and similarities in these two countries. The paper focuses on the question of how the above mentioned consultants advise their clients in their preparation for a rating process in connection with the application for bank loans and which measures they suggest to improve results from an earlier

rating. The underlying research was imbedded in an ongoing cooperation project between the University of Applied Sciences bfi Vienna and the University of Applied Sciences Northwestern Switzerland.

Contact: barbara.cucka@fh-vie.ac.at

Working Paper written in German.

Download: <http://www.fh-vie.ac.at/files/workingpapers/0068181405.pdf>

Stephanie Messner

**Offenlegungserfordernisse für Banken nach Basel II (Säule 3) und IFRS –
Die doppelte Herausforderung**

In: BankArchiv. Zeitschrift für das gesamte Bank- und Börsenwesen. Veröffentlichung in Kürze.

Abstract

Disclosure requirements for banks according to Basel II (pillar 3) and IFRS – the twofold challenge

European banks are facing a twofold challenge. The first-time implementation of the Basel Capital Accord (Basel II) in 2007 closely coincides with the mandatory IFRS-reporting beginning with 2005 and 2007 respectively. Both frameworks include regulations concerning the disclosure of certain information by banks, which, however, overlap to some extent. The paper at hand presents an overview of the disclosure-requirements of banks concerning equity capital, risks taken and the like. It compares the regulations of the third pillar of Basel II with those of the IFRS and especially focuses on the necessity of harmonizing the two frameworks.

Contact: stephanie.messner@fh-vie.ac.at

Article written in German. The article is to be published soon in BankArchiv. Zeitschrift für das gesamte Bank- und Börsenwesen.

Robert Schwarz

Der Doppelausfalleffekt und Basel II

In: Fachhochschule des bfi Wien (Hg.), Wirtschaft und Management. Jahrgang 3, Nr. 3, November 2005. S. 37-46.

Abstract

Double Default Effects

In July 2005 the Basel Committee on Banking Supervision (BCBS) issued a consultation paper with the title 'The Application of Basel II to Trading Activities and the Treatment of Double Default Effects' in cooperation with the International Organization of Securities Commissions (IOSCO). In

this revised framework the treatment of the double-default effect for covered exposures in Basel II is an important issue. Double default means the risk associated with a loan that both the obligor and the guarantor default in the same time span. This paper analyzes the new approach to the treatment of double default in Basel II and shows possible impacts on the regulatory capital.

Contact: robert.schwarz@fh-vie.ac.at

Article written in German. Download: <http://basel2.fh-vie.at/files/0051128103625.pdf>

Thomas Wala/Stephanie Messner

Die Berücksichtigung von Ungewissheit und Risiko in der Investitionsrechnung

Abstract

Uncertainty and risk when evaluating investment projects

The article illustrates the methods that can be used to account for uncertainty and risk when evaluating investment projects. Chapter 2 presents the net present value as the most important tool in modern investment analysis. Chapter 3 focuses on the difference between uncertainty and risk and its consequences for investment decisions. The different methods available to account for uncertainty and risk (sensitivity analyses, CAPM etc.) are outlined in chapter 4 of this paper. Chapter 5 gives a short summary of the contents presented. This article is not supposed to find answers to particular scientific problems. The main emphasis is rather put on giving a simple and practical guideline to dealing with risk and uncertainty in modern investment analysis.

Contact: thomas.wala@fh-vie.ac.at, stephanie.messner@fh-vie.ac.at

Article written in German. Download: http://basel2.fh-vie.at/files/U1_Ausgabe4.pdf

Literaturhinweise

Finanzmarktregulierung

Walter Herzog/Miriam Mansel/Katja Schmidt (Hrsg.) (2006)

Handbuch der Offenlegungsvorschriften für Kreditinstitute. Corporate Governance, IFRS, Basel II

ISBN 3791025341, Schaeffer-Poeschel

Kai-Oliver Klauck/Claus Stegmann (2006)

Stresstests in Banken. Von Basel II bis ICAAP

ISBN 3791025201, Schaeffer-Poeschel

Peter Mooslechner/Helene Schuberth/Beat Weber (Hrsg.) (2006)

The Political Economy of Financial Market Regulation. The Dynamics of Inclusion and Exclusion

ISBN: 139781845425180, Edward Elgar

Axel Becker/Markus Gaulke/Martin Wolf (Hrsg.) (2005)

Praktiker-Handbuch Basel II. Kreditrisiko, operationelles Risiko, Überwachung, Offenlegung

ISBN: 3791019856, Schaeffer-Poeschel

Axel Becker/Martin Wolf (2005)

Prüfungen in Kreditinstituten und Finanzdienstleistungsunternehmen. Interne und externe Revision, Jahresabschlussprüfung, Bankenaufsicht

ISBN 3865561160, Bank-Verlag

Quantitative Methoden

Roger B. Nelsen (2006, 2nd edition)

An Introduction to Copulas

ISBN: 0387286594, Springer

Alexander McNeil/ Rüdiger Frey/ Paul Embrechts (2005)

Quantitative Risk Management: Concepts, Techniques and Tools

ISBN: 0691122555, Princeton University Press

Qualitative Methoden

Christian Einhaus (2006)

Potenziale des Wissensmanagements zur Behandlung operationeller Risiken in der Kreditwirtschaft

ISBN: 9783937519531, Bankakademie-Verlag

Verzeichnis der AutorInnen

AutorInnen der Beiträge

Chaker Aloui

A Doctor of International Finance, Aloui Chaker has taught International Finance, Derivative Products, Portfolio Management, Managing Financial Risks and the Master's Seminar in International Finance at the Faculty of Management and Economic Sciences of Tunis (El Manar-University) for 12 years. He has published several papers in "International Journal of Business", "Revue Economie Internationale", "Quantitative Finance", "Revue du Financier", "Revue Gestion 2000", "Euromediterranean Economic and Finance Review" and several books including *Finance internationale* (CPU, first edition 2003) and *Les options réelles* (forthcoming, 2007, CPU edition). He has created the first research group specializing in international finance (INTERNATIONAL FINANCE GROUP-TUNISIA) in Tunisia.

Mondher Bellalah

is a Professor of Finance. He has published more than 120 papers in leading finance journals and 12 books. He is the President of the Euro-Mediterranean Network. His research interests cover corporate finance and financial markets.

Mag. Thomas Happ

ist seit September 2006 bei der AKRON Management Holding als Assistent des CFO beschäftigt. In den Jahren 1998 bis August 2006 war Thomas Happ bei der Telekom Austria tätig. Von Mitte 2005 bis August 2006 lag der Schwerpunkt seiner Tätigkeit im Bereich Corporate Finance (Rating, EMTN-Programm). Im Zeitraum Oktober 2000 bis Mitte 2005 waren seine Aufgabenschwerpunkte das Risikomanagement, die Implementierung eines webbasierten Reportingtools, die Einführung eines integrierten Treasury-Management-Systems sowie SOA-IKS. Davor war Thomas Happ im Vertrieb der Telekom Austria tätig (1998 – 2000). Das Studium der Betriebswirtschaftslehre absolvierte er von 1998 bis 2003 an der Wirtschaftsuniversität Wien und der Universität Innsbruck. Forschungsschwerpunkt war hier das Thema „Value Reporting“.

o.Univ.-Prof. Dr. Gerwald Mandl

ist seit 1978 ordentlicher Universitätsprofessor und seit 1986 Vorstand des Instituts für Revisions-, Treuhand- und Rechnungswesen an der Karl-Franzens-Universität Graz, u. a. Gastprofessor an der Universität Münster, Vorsitzender des Arbeitskreises Unternehmensbewertung des Fachsenats für Betriebswirtschaft und Organisation der Kammer der Wirtschaftstreuhänder. Autor, Co-Autor und Herausgeber zahlreicher Fachpublikationen insbesondere zur Unternehmensbewertung.

Dr. Georg von Pföstl

ist seit September 2006 in der Oesterreichischen Nationalbank (OeNB), Abteilung für Bankenanalyse und -revision tätig. Vor seiner Tätigkeit in der OeNB arbeitete er bei Accenture Wien im Bereich Financial Services mit Hauptfokus Basel II. Georg von Pföstl absolvierte ein BWL-Studium, das er an der WU-Wien mit den Schwerpunkten Bankbetriebslehre sowie Finanzierung und Kapitalmärkte abschloss. An derselben Universität promovierte er mit einer Dissertation zum Thema Kreditrisiko und Rating im Rahmen von Basel II. Die Themen seiner Forschungsprojekte liegen im Bereich der internationalen Bank- und Finanzmärkte.

Dr. Rainer Pullirsch

ist Mitarbeiter in der Abteilung Operationales Risiko und Modellentwicklung der Bank Austria Creditanstalt. Nach dem Diplomstudium der technischen Physik arbeitete er als Forschungsassistent an der Technischen Universität Wien und promovierte im Jahre 2001 in theoretischer Physik.

In letzter Zeit beschäftigt sich Rainer Pullirsch hauptsächlich mit dem Marktrisiko und der Bewertung von Kreditderivaten.

Dr. Tatjana Eva Putz

ist Managerin im Bereich Strategie/Financial Services bei Accenture im Wiener Büro. Sie ist spezialisiert auf Risikomanagement und beschäftigt sich insbesondere mit Basel II sowie Finance und Performance Management. Sie absolvierte das Studium der Mathematik an der Universität Wien und promovierte an der Wirtschaftsuniversität Wien.

Ass. Prof. Mag. Dr. Klaus Rabel

ist Assistenzprofessor am Institut für Revisions-, Treuhand- und Rechnungswesen der Karl-Franzens-Universität Graz. Er arbeitet als geschäftsführender Gesellschafter der BDO Graz Wirtschaftsprüfungs- und Steuerberatungsgesellschaft mbH, der BDO Rabel & Pilz Wirtschaftstreuhand und Steuerberatungs GmbH, sowie der Kommunalconsult Wirtschaftstreuhand & Steuerberatungs GmbH. Klaus Rabel absolvierte sein Studium der Betriebswirtschaftslehre an der Karl-Franzens-Universität Graz.

Dipl. Kfm. Oliver Scheil, MBA

ist Manager im Bereich Strategie/Financial Services und bei Accenture im Münchener Büro. Er ist spezialisiert auf die Analyse und Entwicklung von Bankbetriebsmodellen und Geschäftsmodellen, Banksteuerung und Controlling, Finance & Accounting sowie die Erstellung von Wirtschaftlichkeitsberechnungen (Business Cases). Herr Scheil hat einen Abschluss als Diplom-Kaufmann der Universität Regensburg, einen Abschluss als Master of Business Administration (Murray State University, USA) sowie eine Ausbildung zum Bankkaufmann.

Dipl.-Vw. Hans-Joachim Schramm

ist Fachbereichsleiter für Logistik, Transport und Verkehr sowie Lektor in den Studiengängen „Logistik und Transportmanagement“ und „Europäische Wirtschaft und Unternehmensführung“ an der Fachhochschule des bfi Wien. Daneben ist er regelmäßig als Dozent an der Wirtschaftsuniversität Wien und der Donauuniversität Krems tätig. Seine fachlichen Schwerpunkte liegen im Bereich Güterverkehrs- und Speditionswesen sowie internationales Transport- und Logistikmanagement.

Mag. Robert Schwarz

arbeitet seit Oktober 2006 bei der Bank Austria-Creditanstalt im Bereich Strategisches Risikomanagement. Nach dem Studium der Volkswirtschaftslehre an der Universität Innsbruck war er in der Mathematikabteilung einer österreichischen Versicherung und zuletzt als wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Fachhochschule des bfi Wien mit Forschungsschwerpunkt Kreditrisiko tätig.

Erich Stark

ist seit Dezember 2003 bei der Telekom Austria in der Abteilung Corporate Finance des Bereiches Group Finance & Treasury beschäftigt. Seine Aufgabenschwerpunkte sind die Analyse und Bewertung von Finanzinstrumenten und Finanzierungen sowie Fragestellungen zum Thema Kapitalkosten für die gesamte Telekom Austria Gruppe. Zuvor absolvierte er das Studium der Betriebswirtschaftslehre an der Universität Wien unter Spezialisierung auf die Gebiete Kapitalmärkte und Risikomanagement.

AutorInnen der Berichte und redaktionellen Beiträge**Dr. Christian Butschek, LL.M.**

ist seit 2001 hauptamtlicher Lektor an der Fachhochschule des bfi Wien. Er hält Lehrveranstaltungen zum bürgerlichen und Unternehmensrecht, darunter Bankvertragsrecht und zum europäischen Wirtschaftsrecht in den Studiengängen „Bank- und Finanzwirtschaft“, „Europäische Wirtschaft und Unternehmensführung“ sowie „Logistik und Transportmanagement“. Publikationen in den erwähnten Fachgebieten. Davor arbeitete er als Rechtsanwalt mit Tätigkeitsschwerpunkt Wirtschaftsrecht.

Mag. (FH) Barbara Cucka

ist Lektorin des Fachhochschul-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.

Dr. Johannes Jäger

ist Lektor an der Fachhochschule des bfi Wien. Im Anschluss an das Studium der Volkswirtschaft 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 Internationale Politische Ökonomie und Regionalökonomie.

Mag. Emel Kis

ist EU-Projektbeauftragte im International Office an der Fachhochschule des bfi Wien und die Organisatorische Leiterin des Erasmus Curriculum Development (CD) Projektes „ARIMA – Master Programme Quantitative Asset and Risk Management“ und des Erasmus Intensiv Programms (IP) „Central and South Eastern European Management“.

Dr. Stephanie Messner

ist Lektorin an den Fachhochschul-Studiengängen „Bank- und Finanzwirtschaft“ sowie „Projektmanagement und Informationstechnik“ an der Fachhochschule des bfi Wien. Daneben ist sie als selbständige Trainerin in der Erwachsenenbildung tätig. Ihre fachlichen Schwerpunkte liegen in den Bereichen Rechnungslegung, Kostenrechnung und Controlling.

D.I. Alois Strobl

ist Lektor an der Fachhochschule des bfi Wien mit den Schwerpunkten Mathematik und Statistik. Nach der Offiziersausbildung im ÖBH absolvierte er das Studium der Nuklearphysik an der TU-Wien. Im Anschluss daran arbeitete er im Marketing bei Siemens, später als Außendienstmitarbeiter und Sales Manager bei verschiedenen Unternehmen der Pharmabranche. Nach dem Abschluss des MBA-Studiums in Minneapolis (USA) und einem längeren Auslandsaufenthalt begann er seine Tätigkeit an der Fachhochschule des bfi Wien.

Working Papers und Studien der Fachhochschule des bfi Wien

Die aufgelisteten Titel stehen auf der Homepage der Fachhochschule des bfi Wien <http://www.fh-vie.ac.at/> unter dem Menüpunkt Forschung als Downloads zur Verfügung.

2006 erschienene Titel

Working Paper Series No. 22

Thomas Wala: Steueroptimale Rechtsform. Wien Mai 2006.

Working Paper Series No. 23

Thomas Wala: Planung und Budgetierung. Entwicklungsstand und Perspektiven. Wien Mai 2006.

Working Paper Series No. 24

Thomas Wala: Verrechnungsproblematik in dezentralisierten Unternehmen. Wien Mai 2006.

Working Paper Series No. 25

Felix Butschek: The Role of Women in Industrialization. Mai 2006.

Working Paper Series No. 26

Thomas Wala: Anmerkungen zum Fachhochschul-Ranking der Zeitschrift INDUSTRIEMAGAZIN. Mai 2006.

Working Paper Series No. 27

Thomas Wala/Nina Miklavc: Betreuung von Diplomarbeiten an Fachhochschulen. Juni 2006.

Working Paper Series No. 28

Grigori Feiguine: Auswirkungen der Globalisierung auf die Entwicklungsperspektiven der russischen Volkswirtschaft. Juli 2006.

Working Paper Series No. 29

Barbara Cucka: Maßnahmen zur Ratingverbesserung. Juli 2006.

Working Paper Series No. 30

Evamaria Schlattau: Wissensbilanzierung an Hochschulen. Oktober 2006.

Studien

Andreas Breinbauer/Gabriele Bech (Hg.): „Gender Mainstreaming“. Chancen und Perspektiven für die Logistik- und Transportbranche in Österreich und insbesondere in Wien. Studie. März 2006.

Andreas Breinbauer/ Michael Paul (Hg): Marktstudie Ukraine. Zusammenfassung von Forschungsergebnissen sowie Empfehlungen für einen Markteintritt. Juli 2006.

Katharina Kotratschek/Andreas Breinbauer: Markt-, Produkt- und KundInnenanforderungen an Transportlösungen. Abschlussbericht. Ableitung eines Empfehlungskataloges für den Wiener Hafen hinsichtlich der Wahrnehmung des Binnenschiffverkehrs auf der Donau und Definition der Widerstandsfunktion, inklusive Prognosemodellierung beziehungsweise auf die verladende Wirtschaft mit dem Schwerpunkt des Einzugsgebietes des Wiener Hafens. August 2006.

2005 erschienene Titel

Working Paper Series No. 10

Thomas Wala: Aktuelle Entwicklungen im Fachhochschul-Sektor und die sich ergebenden Herausforderungen für berufsbegleitende Studiengänge. Wien Jänner 2005.

Working Paper Series No. 11

Martin Schürz: Monetary Policy's New Trade-Offs? Wien Jänner 2005.

Working Paper Series No. 12

Christian Mandl: 10 Jahre Österreich in der EU. Auswirkungen auf die österreichische Wirtschaft. Wien Februar 2005.

Working Paper Series No. 13

Walter Wosner: Corporate Governance im Kontext investorenorientierter Unternehmensbewertung. Mit Beleuchtung Prime Market der Wiener Börse. Wien März 2005.

Working Paper Series No. 14

Stephanie Messner: Die Ratingmodelle österreichischer Banken. Eine empirische Untersuchung im Studiengang Bank- und Finanzwirtschaft der Fachhochschule des bfi Wien. Wien April 2005.

Working Paper Series No. 15

Christian Cech/Michael Jeckle: Aggregation von Kredit und Marktrisiko. Wien Mai 2005.

Working Paper Series No. 16

Thomas Benesch/Franz Ivancsich: Aktives versus passives Portfoliomanagement. Wien Juni 2005.

Working Paper Series No. 17

Franz Krump: Ökonomische Abschreibung als Ansatz zur Preisrechtfertigung in regulierten Märkten. Wien August 2005.

Working Paper Series No. 18

Nathalie Homlong/Elisabeth Springler: Thermentourismus in der Ziel 1-Region Burgenland und in Westungarn als Mittel für nachhaltige Regionalentwicklung? Wien September 2005.

Working Paper Series No. 19

Thomas Wala/Stephanie Messner: Die Berücksichtigung von Ungewissheit und Risiko in der Investitionsrechnung. Wien November 2005.

Working Paper Series No. 20

Daniel Bösch/Carmen Cobe: Structuring the uses of Innovation Performance Measurement Systems. Wien November 2005.

Working Paper Series No. 21

Julia Lechner/Thomas Wala: Wohnraumförderung und Wohnraumversorgung in Wien Dezember 2005.

Studien

Johannes Jäger (ed.): Basel II: Perspectives of Austrian Banks and medium sized enterprises. Study. Vienna March 2005.

Stephanie Messner/Dora Hunziker: Ratingmodelle österreichischer und schweizerischer Banken. Eine ländervergleichende empirische Untersuchung in Kooperation der Fachhochschule des bfi Wien mit der Fachhochschule beider Basel. Studie. Wien Juni 2005.

Michael Jeckle/Patrick Haas/Michael Palmosi: Regional Banking Study. Ertragskraft-Untersuchung 2005. Studie (Kooperation zwischen Finance Trainer und Fachhochschule des bfi Wien). Wien November 2005.

2004 erschienene Titel

Working Paper Series No. 1

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

Johannes Jäger: Finanzsystemstabilität und Basel II - Generelle Perspektiven. Wien März 2004.

Working Paper Series No. 3

Robert Schwarz: Kreditrisikomodelle mit Kalibrierung der Input-Parameter. Wien Juni 2004.

Working Paper Series No. 4

Markus Marterbauer: Wohin und zurück? Die Steuerreform 2005 und ihre Kritik. Wien Juli 2004.

Working Paper Series No. 5

Thomas Wala/Leonhard Knoll/Stephanie Messner/Stefan Szauer: Europäischer Steuerwettbewerb, Basel II und IAS/IFRS. Wien August 2004.

Working Paper Series No. 6

Thomas Wala/Leonhard Knoll/Stephanie Messner: Temporäre Stilllegungsentscheidung mittels stufenweiser Grenzkostenrechnung. Wien Oktober 2004.

Working Paper Series No. 7

Johannes Jäger/Rainer Tomassovits: Wirtschaftliche Entwicklung, Steuerwettbewerb und politics of scale. Wien Oktober 2004.

Working Paper Series No. 8

Thomas Wala/Leonhard Knoll: Finanzanalyse - empirische Befunde als Brennglas oder Zerrspiegel für das Bild eines Berufstandes? Wien Oktober 2004.

Working Paper Series No. 9

Josef Mugler/Clemens Fath: Added Values durch Business Angels. Wien November 2004.

Studien

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 Juni 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 Ausfallswahrscheinlichkeiten von österreichischen Klein- und Mittelunternehmen. Studie in Kooperation mit dem „Österreichischen Kreditschutzverband von 1870“. Wien November 2004.

Fachhochschule des bfi Wien Gesellschaft m.b.H.
A-1020 Wien, Wohlmutstraße 22
Tel.: +43/1/720 12 86
Fax: +43/1/720 12 86-19
E-Mail: info@fh-vie.ac.at
www.fh-vie.ac.at



FACHHOCHSCHULE DES BFI WIEN