

Kiefer, Kerstin; Schorn, Philipp

Working Paper

Auswirkungen der IFRS-Umstellung auf die Risikoprämie von Unternehmensanleihen: eine empirische Studie für Deutschland, Österreich und die Schweiz

SFB 649 Discussion Paper, No. 2007,056

Provided in Cooperation with:

Collaborative Research Center 649: Economic Risk, Humboldt University Berlin

Suggested Citation: Kiefer, Kerstin; Schorn, Philipp (2007) : Auswirkungen der IFRS-Umstellung auf die Risikoprämie von Unternehmensanleihen: eine empirische Studie für Deutschland, Österreich und die Schweiz, SFB 649 Discussion Paper, No. 2007,056, Humboldt University of Berlin, Collaborative Research Center 649 - Economic Risk, Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/25228>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

SFB 649 Discussion Paper 2007-056

Auswirkungen der IFRS- Umstellung auf die Risikoprämie von Unternehmensanleihen - Eine empirische Studie für Deutschland, Österreich und die Schweiz

Kerstin Kiefer*
Philipp Schorn*



* Universität Bern, Schweiz

This research was supported by the Deutsche
Forschungsgemeinschaft through the SFB 649 "Economic Risk".

<http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>
ISSN 1860-5664

SFB 649, Humboldt-Universität zu Berlin
Spandauer Straße 1, D-10178 Berlin



SFB 649 ECONOMIC RISK BERLIN

Auswirkungen der IFRS-Umstellung auf die Risikoprämie von Unternehmensanleihen - Eine empirische Studie für Deutschland, Österreich und die Schweiz[♦]

Kerstin Kiefer und Philipp Schorn^{*}

Abstract

Reduziert eine IFRS-Umstellung die Informationsdefizite der Fremdkapitalgeber und somit auch die Risikoprämie von Unternehmensanleihen? Entgegen bisherigen empirischen Untersuchungen betrachten wir den Zusammenhang zwischen Offenlegung und Kapitalkosten für Fremdfinanzierung. Folglich analysieren wir den Einfluss einer IFRS-Umstellung auf die Risikoprämie von Anleihen deutscher, österreichischer und schweizer Unternehmen im Zeitraum von 1997 bis 2005. Unsere Ergebnisse zeigen, dass sich die Veränderung der Risikoprämie nach einer Umstellung auf IFRS um ca. 39% verringert. Allerdings tritt dieser Effekt mit einer zeitlichen Verzögerung auf, da die Verringerung im zweiten Jahr nach der Umstellung stärker ist als im ersten Jahr.

Keywords: IFRS-Umstellung, Fremdkapitalkosten

JEL Classification: M 41, G 32

-
- ♦ Für wertvolle Anregungen und Verbesserungsvorschläge danken wir insbesondere Prof. *David Aboody*, University of California, L. A., Prof. *Jochen Bigus*, Universität Bern, Prof. *Mark F. Grady*, University of California, L. A., Prof. *Axel Haller*, Prof. *Klaus Röder*, beide Universität Regensburg, PD *Daniel Rösch*, Universität Hannover, Prof. *Dirk Schiereck*, European Business School und Teilnehmern des Brown Bag Seminars an der European Business School, des Business Law Faculty Seminars der University of California, L. A., der Universität Regensburg sowie Teilnehmern der 6. International Conference on Corporate Governance, Genf. Diese Arbeit wurde von der Deutschen Forschungsgemeinschaft durch den SFB 649 „Ökonomisches Risiko“ unterstützt. *Lisa Schachmer* danken wir für Ihre wertvolle Hilfe bei der Datenaufbereitung. *Kerstin Kiefer* dankt dem DAAD für die finanzielle Unterstützung des Forschungsaufenthalts an der University of California, L. A. Für alle verbleibenden Fehler sind die Autoren selbst verantwortlich.
 - ♣ Adresse: Institut für Rechnungslegung und Controlling, Abteilung Financial Accounting, Engehaldenstr. 4, 3012 Bern, Schweiz, kiefer@iuc.unibe.ch und schorn@iuc.unibe.ch.

A. Problemstellung

Seit dem 01.01.2005 sind kapitalmarktorientierte Unternehmen in der europäischen Union verpflichtet, ihren Konzernabschluss nach IFRS aufzustellen.¹ Die Folgen einer IFRS-Anwendung auf die Kapitalkosten werden in der Literatur kontrovers thematisiert.² Weit verbreitet ist die Auffassung, dass internationale Rechnungslegungsstandards aufgrund erhöhter Publizitätsanforderungen zum Abbau von Informationsasymmetrien zwischen Unternehmensinsidern und Kapitalgebern beitragen, und demnach die Kapitalkosten reduzieren sollten.³ Dieser Zusammenhang ist in der theoretischen Literatur nicht abschließend geklärt.⁴ Bisherige empirische Studien untersuchen den Einfluss der IFRS-Umstellung auf die Eigenkapitalkosten beziehungsweise auf verwandte Indikatoren (z.B. Geld-Brief-Spanne). Die Ergebnisse zeigen ein uneinheitliches Bild.⁵ Daneben liegen kaum empirische Befunde zum Einfluss erhöhter Offenlegung auf die Fremdkapitalkosten vor.⁶ Insbesondere der Einfluss einer IFRS-Umstellung auf Fremdkapitalkosten wurde bisher nicht untersucht. Dies überrascht einerseits, da insbesondere für kontinentaleuropäische Unternehmen eine Finanzierung über Fremdkapital von hoher Bedeutung ist.⁷ Andererseits ist aber zu vermuten, dass bei einer Umstellung die relative Auswirkung auf die Eigenkapitalkosten größer ausfallen, da Anteilseigner eher als Gläubiger an einer zeitwertorientierten Bilanzierung interessiert sind.

In diesem Beitrag versuchen wir die oben beschriebene Forschungslücke zu schließen. Hierzu untersuchen wir die *prozentuale Veränderung der Risikoprämien* von nichtwandelbaren Unternehmensanleihen als Indikator für Fremdkapitalkosten.⁸ Unsere Stichprobe umfasst deutsche, österreichische und schweizer Unternehmen, die

- im Zeitraum von 1997 bis 2005 an den jeweiligen nationalen Börsen notiert waren,

1 Vgl. Verordnung (EG) Nr. 1606/2002 des Europäischen Parlamentes und des Rates vom 19. Juli 2002 betreffend die Anwendung internationaler Rechnungslegungsstandards. An der Swiss Exchange notierte Aktiengesellschaften müssen ebenfalls seit Anfang 2005 internationale Rechnungslegungsstandards verpflichtend anwenden. Im Gegensatz zu den Regelungen in Deutschland und Österreich können schweizer Unternehmen, die nur über ausstehende Anleihen verfügen bzw. Anleihen begeben sowie Banken ihre Konzernabschlüssen nach SWISS GAAP aufstellen. Vgl. Mitteilung der Zulassungsstelle Nr. 2/2003 vom 10. Februar 2003.

2 Vgl. Daske, 2005, S. 459-461.

3 Vgl. Ewert/Wagenhofer, 2000, S. 37.

4 Vgl. Daske, 2005, S. 459-461.

5 Vgl. zum Beispiel die Untersuchungen von Auer, 1998, Daske, 2006 und Leuz/Verrecchia, 2000.

6 Vgl. Sengupta, 1998 und Bharat/Sunder/Sunder, 2006.

7 Für die Bedeutung von Fremdkapital bei der Finanzierung deutscher Unternehmen vgl. Deutsche Bundesbank, 2004.

8 Somit folgen wir der Vorgehensweise von Sengupta, 1998, Anderson/Mansi/Reeb, 2003 sowie Anderson/Mansi/Reeb, 2004.

- vor dem oder im Untersuchungszeitraum von einem nationalen Rechnungslegungsstandard auf IFRS gewechselt haben und
- vor dem oder im Untersuchungszeitraum eine Anleihe begeben haben.⁹

Im Gegensatz zu anderen Studien vermeiden wir es, bilanzielle Größen aus mehreren Rechnungslegungssystemen in einer Regressionsanalyse zu verwenden, indem wir auf die Vorjahreswerte des ersten IFRS-Abschlusses¹⁰ zurückgreifen.¹¹ Somit benutzen wir ausschließlich *IFRS-Jahresabschlusswerte*.

Unsere Ergebnisse zeigen, dass die Risikoprämien sowohl im Jahr der IFRS-Umstellung als auch in den beiden Folgejahren sinken. Der Rückgang der prozentualen Veränderung ist im zweiten Jahr nach der Umstellung am stärksten (39,83%). Dies impliziert, dass der Kapitalmarkt bei der Preisbildung die IFRS-Umstellung im ersten Jahr nicht vollständig verarbeitet. Im Folgenden geben wir in Abschnitt B einen Überblick über die relevante Literatur. In Abschnitt C präsentieren wir die empirische Studie. Abschnitt D fasst die wesentlichen Ergebnisse zusammen.

B. Literaturüberblick

Theoretische Modelle, die den Einfluss vermehrter Offenlegung auf die Fremdkapitalkosten untersuchen, existieren unserem Wissen nach nicht. Für den Einfluss auf Eigenkapitalkosten gibt es hingegen verschiedene theoretische Erklärungsansätze, die allerdings unterschiedliche Wirkungsrichtungen aufzeigen.¹² Dies gilt auch für die zahlreichen empirischen Studien, insbesondere für jene, die den Einfluss der IFRS-Umstellung untersuchen.¹³ Bisherige Untersuchungen zu Fremdkapitalkosten analysieren lediglich die Auswirkungen erhöhter Offenlegung und/oder Informationsqualität innerhalb eines Rechnungslegungssystems. Der Einfluss einer IFRS-Umstellung auf die Fremdkapitalkosten wurde bisher jedoch nicht untersucht.

Sengupta, 1998, untersucht den Einfluss vermehrter Publizität innerhalb eines Rechnungslegungssystems auf die Höhe der Fremdkapitalkosten am Primärmarkt, wobei die Offenlegungspolitik der Unternehmen mit einem Index bewertet wird. Die Fremdkapitalkosten korrelieren negativ mit dem Offenlegungsmaß. Eine zeitnahe und detaillierte

9 Für eine genauere Beschreibung der Auswahlkriterien siehe Abschnitt C.II.1.

10 Im Folgenden handelt es sich beim IFRS-Abschluss immer um den betreffenden Konzernabschluss.

11 Gemäß IFRS 1.36 sind Vergleichsdaten mindestens einer Vorperiode anzugeben. Folglich nutzen wir die Tatsache, dass der letzte HGB-Abschluss im darauf folgenden Jahr nach IFRS bilanziert und somit dieses Geschäftsjahr nach zwei Rechnungslegungsstandards abgebildet wird.

12 Vgl. z. B. *Easley/O'Hara*, 2004, *Lambert/Leuz/Verrecchia*, 2007, und *Hughes/Liu/Liu*, 2007.

13 Vgl. z. B. *Leuz/Verrecchia*, 2000, *Daske*, 2006 und *Pellens/Tomaszewski*, 1999.

Informationspolitik reduziert somit das Ausfallrisiko aus Sicht der Fremdkapitalgeber. Zwei Einschränkungen sind bei der Interpretation dieses Ergebnisses zu beachten: Erstens beruht der verwendete Offenlegungsindex allein auf der Wahrnehmung der Analysten. Somit bleibt die Einschätzung aller anderen Adressaten, insbesondere der Fremdkapitalgeber, außen vor. Darüber hinaus kann die Verwendung eines solchen Index einen *sample selection bias* hervorrufen, da die subjektive Einschätzung der Analysten die Bewertung beeinflusst. Zweitens sind die Ergebnisse aufgrund eines Endogenitätsbias¹⁴ verzerrt.¹⁵ *Yu, 2005*, analysiert die Auswirkungen einer transparenteren Unternehmenskommunikation auf die Risikoprämie von US-amerikanischen Unternehmensanleihen sowie auf die Zinsstruktur der Risikoprämie, allerdings auf dem Sekundärmarkt. Die Ergebnisse zeigen, dass die Qualität der Rechnungslegung die Risikoprämie kurzfristiger Anleihen stärker beeinflusst als die Risikoprämie von Anleihen mit einer mittleren Laufzeit. Verglichen mit den Ergebnissen von *Sengupta, 1998*, ist der Einfluss jedoch geringer. Im Gegensatz dazu untersuchen *Gore/Baber, 2005*, die Auswirkungen einer verpflichtenden Offenlegung auf öffentliche Anleihen. Die Autoren zeigen für eine Stichprobe neu-emittierter Anleihen US-amerikanischer Gebietskörperschaften, dass eine Regulierung von Rechnungslegungs- und Offenlegungsvorschriften für Gebietskörperschaften zu niedrigeren Fremdkapitalkosten führt.

Eine zweite Forschungsrichtung analysiert die Beziehung zwischen der Qualität der Rechnungslegung und den Fremdkapitalkosten. *Francis et al., 2005*, zeigen, dass Unternehmen mit einem höherem Informationsrisiko¹⁶ höhere Fremdkapitalkosten aufweisen als Unternehmen mit einem geringeren Informationsrisiko. Die Autoren führen allerdings an, dass die Stichprobe hinsichtlich Unternehmensgröße und –profitabilität nach oben verzerrt ist. Darüber hinaus verwenden *Francis et al., 2005*, die gesamten Zinsaufwendungen als abhängige Variable und unterscheiden nicht zwischen Anleihen und Bankkrediten, obwohl Banken regelmäßig über detailliertere und zeitnähere Infor-

14 *Nikolaev/van Lent, 2005* definieren Endogenität als “any situation where the *ceteris paribus* condition is not fulfilled whenever the independent variable of interest is changed” (*Nikolaev/van Lent, 2005*, S. 680).

15 In einer Replikation der Studie von *Sengupta, 1998* versuchen *Nikolaev/van Lent, 2005* diesen verzerrenden Einfluss abzuschätzen, indem sie zusätzliche Einflussvariablen einfügen, welche sowohl die Offenlegungspolitik als auch die Fremdkapitalkosten beeinflussen. Darüber hinaus wird eine Variable für unbeobachtbare unternehmensspezifische Effekte eingefügt, welche im Zeitablauf konstant bleibt, um für Unternehmensheterogenität zu kontrollieren. Bei dieser Modellierung resultiert ein stärkerer negativer Zusammenhang zwischen Offenlegung und Fremdkapitalkosten. Vgl. *Nikolaev/van Lent, 2005*.

16 Das Informationsrisiko wird über die Qualität der Periodenabgrenzungen basierend auf dem Modell von *Dechow/Dichev, 2002* gemessen.

mationen verfügen.¹⁷ *Bharat/Sunder/Sunder*, 2006, greifen den zweiten Kritikpunkt auf und untersuchen das Verhältnis von Informationsrisiko und der Gestaltung von Fremdkapitalverträgen in Form von Bankkrediten oder Anleihen. Im Ergebnis weisen Unternehmen mit einer niedrigeren Rechnungslegungsqualität höhere Fremdkapitalkosten auf. Dies gilt sowohl für Bankkredite als auch für Anleihen, wobei der Effekt für Anleihen stärker ist.

Aus den empirischen Studien zur zweiten Forschungsrichtung lässt sich folgender Zusammenhang ableiten: je höher die Qualität der Rechnungslegung ist, desto geringer sind die Fremdkapitalkosten. Die Rechnungslegung nach deutschem HGB¹⁸ dient im Gegensatz zu den IFRS sowohl der Informations- als auch der Ausschüttungsbemessungsfunktion, beinhaltet mehr Wahlrechte aber weniger Ermessensspielräume und orientiert sich am historischen Anschaffungskostenprinzip. Somit sollte eine IFRS-Umstellung zu einer Reduktion der Fremdkapitalkosten führen, wenn IFRS-Abschlüsse qualitativ hochwertiger sind, worauf u. a. die Ergebnisse von *Gassen/Sellhorn*, 2006, und *Daske/Gebhardt*, 2006, hinweisen.

C. Empirische Untersuchung

I. Hypothesenentwicklung

Fremdkapitalgeber müssen bei der Bestimmung der verlangten Risikoprämie das Ausfallrisiko ihrer Forderungen prognostizieren. Hierzu benötigen sie Informationen über die Bonität, die Liquidität sowie die zukünftige Unternehmensentwicklung ihrer Schuldner. Ferner müssen auch die Agencykosten des Fremdkapitals berücksichtigt werden, die aus der konträren Interessenslage und asymmetrischen Information von Schuldner und Gläubiger resultieren (z. B. aus Risikoanreizproblemen).¹⁹ Unter der Annahme, dass Kapitalgeber sich durch individuelle Verträge sowohl Informationsrechte zusichern²⁰ als auch ihre Forderungen vollständig absichern (z. B. Vorrangigkeit, Besicherung, Negativklauseln) lassen, sollte eine IFRS-Umstellung die Fremdkapitalkosten kaum berühren.²¹ In der Regel ist aber eine vollständige Besicherung nicht zu

17 Für einen kritischen Überblick von *Francis et al.*, 2005 vgl. *Bharat/Sunder/Sunder*, 2006, S. 6.

18 Dies gilt ebenso für das österreichische HGB (öHGB) und die schweizer Fachempfehlungen zur Rechnungslegung (FER).

19 Vgl. *Wagenhofer/Ewert*, 2003, S. 151-157.

20 Vgl. *Ewert*, 1999, S. 45.

21 Vgl. *Wagenhofer/Ewert*, 2003, S. 161. Bei einer abgesicherten Forderung wird hier unterstellt, dass auch der Wert der Sicherheit zweifelsfrei ermittelt werden kann und somit Probleme mit der Bewertung von Sicherheiten nicht beachtet werden.

beobachten,²² so dass sich eine IFRS-Umstellung auf die Kapitalkosten von Unternehmen auswirkt. Ermöglicht ein IFRS-Abschluss eine präzisere Prognose des Ausfallrisikos, verlangen Fremdkapitalgeber c.p. eine niedrigere Risikoprämie, sofern dadurch *tatsächlich ein geringeres Ausfallrisiko* prognostiziert wird.²³ Allerdings ist eine IFRS-Umstellung mit erheblichem Kostenaufwand verbunden.²⁴ Somit signalisieren Unternehmen, welche freiwillig IFRS anwenden, dem Kapitalmarkt dadurch ein niedrigeres Ausfallrisiko. Da unsere Stichprobe ausschließlich Unternehmen enthält, welche vor dem 01.01.2005, d.h. vor einer verpflichtenden Anwendung, umgestellt haben, erwarten wir, dass eine freiwillige IFRS-Umstellung zu einer Reduktion der Risikoprämie führt.

Hypothese 1: *Die IFRS-Umstellung führt zu einer Reduktion der Risikoprämie von Unternehmensanleihen.*

Mehrere Studien zeigen, dass der Kapitalmarkt auf den Zugang neuer Informationen nicht nur bei Bekanntgabe reagiert.²⁵ So lassen sich bspw. nach einer unerwartet hohen Gewinnbekanntgabe positive abnormale Renditen über ein halbes Jahr später feststellen.²⁶ Dieser Effekt wird als *post-earnings-announcement drift* bezeichnet.²⁷ Des Weiteren haben abnormale Renditen in den Jahren drei bis fünf nach einem unternehmensspezifischen Ereignis dasselbe Vorzeichen wie beim Ereignis selbst (*postevent return continuation*).²⁸ Wir vermuten daher, dass der Kapitalmarkt erst mit Verzögerung auf eine IFRS-Umstellung vollständig reagiert,²⁹ da Rechnungslegungsinformationen vom Kapitalmarkt häufig unvollständig verarbeitet werden. Dies gilt insbesondere für die Annahme, Jahresergebnisse nach IFRS seien volatil.³⁰

Hypothese 2: *Der reduzierende Effekt einer IFRS-Umstellung tritt mit zeitlicher Verzögerung auf.*

II. Multivariate Regressionsanalyse

1. Methodische Vorgehensweise

Wir folgen dem Ansatz von *Anderson/Mansi/Reeb*, 2003, und verwenden als Indikator für Fremdkapital von Unternehmen begebene, nichtwandelbare Anleihen, um den Ein-

22 Vgl. *Bigus/Langer/Schiereck*, 2004, S.466 für eine Übersicht über empirische Studien zu den Einflussfaktoren der Besicherung.

23 Vgl. *Bharat/Sunder/Sunder*, 2007, S. 5.

24 Vgl. *KPMG* (2003).

25 Vgl. für einen kurzen Überblick *Daniel/Hirshleifer/Teoh*, 2002, S. 170f.

26 Vgl. *Lindemann*, 2004, S. 161.

27 Vgl. z. B. die Untersuchungen von *Ball/Brown*, 1968 und *Bernard/Thomas*, 1989.

28 Vgl. zu einem Überblick *Hirshleifer*, 2001, S. 1559 und *Daniel/Hirshleifer/Teoh*, 2002, S. 162.

29 Vgl. *Dumontier/Maghaouri*, 2007, S. 8.

30 Vgl. stellvertretend für viele: *Zeitler*, 2003, S. 1530.

fluss einer IFRS-Umstellung auf die Fremdkapitalkosten zu messen.³¹ Hierbei wird der Effekt nicht über die absolute Höhe erfasst, sondern über die *Veränderung* der Risikoprämie einer Unternehmensanleihe. Diese Vorgehensweise bietet zwei Vorteile: (1) Die Wirkungsrichtung einer Umstellung wird sofort erkennbar. Viel wichtiger aus methodischer Sicht ist jedoch, dass (2) bei einer Betrachtung von Veränderungen alle Variablen, die konstant bleiben, keinen Einfluss haben. Konstant bedeutet hierbei, dass sich diese von einem auf das andere Geschäftsjahr nicht verändern. Dies hat zur Folge, dass sämtliche Charakteristika der Anleihen, welche während der Laufzeit der Anleihe konstant bleiben (z. B. Emissionsvolumina, Coupon), nicht in die Regression einfließen. Dieser Ansatz hat jedoch einen Nachteil: durch die Berechnung der Differenzen verlieren wir in der Regressionsanalyse eine Beobachtung für jedes Unternehmen unserer Stichprobe. Das größte Problem bei der Untersuchung besteht in der gleichzeitigen Verwendung von Bilanzdaten mehrerer Rechnungslegungsstandards in *einem Regressionsmodell*. In vergleichbaren empirischen Arbeiten, die den Einfluss auf Eigenkapitalkosten untersuchen, wird dieses Problem kaum thematisiert beziehungsweise ausgeklammert.³² Die gleichzeitige Verwendung bilanzieller Größen aus verschiedenen Rechnungslegungssystemen in einer Regressionsanalyse ist unserer Meinung nach nicht zielführend, da diese nicht miteinander vergleichbar sind. Daher greifen wir für die Daten nach nationalen Rechnungslegungsstandards (Local GAAP) auf die bilanziellen Vorjahreswerte des ersten IFRS-Abschluss zurück, da der letzte Geschäftsbericht, der nach Local GAAP aufgestellt wird, im darauf folgenden Jahr nachträglich nach IFRS bilanziert wird.³³ Somit besteht unsere Stichprobe nur aus Unternehmen, die nach IFRS bilanzieren. Demnach stammen auch alle bilanziellen Einfluss- und Kontrollvariablen aus einem IFRS-Abschluss. Folglich vergleichen wir auch nicht Unternehmen, die nach IFRS bilanzieren mit Unternehmen, die immer noch nach Local GAAP bilanzieren. Vielmehr stellen wir Unternehmen, welche sich im Umstellungsprozess befinden Unternehmen gegenüber, die bereits umgestellt haben. Dies bedeutet, dass wir nur eine Aussage über die Veränderung der Risikoprämie von Unternehmen treffen können, welche sich im Umstellungsprozess befinden, im Vergleich zu Unternehmen, die bereits IFRS anwenden. Eine Prognose darüber, wie sich die Risikoprämie entwickelt hätte, falls eine Umstellung nicht stattgefunden hätte, ist daher nicht möglich.

31 Die Messung der gesamten Fremdkapitalkosten ist wegen fehlender Daten nicht möglich.

32 Vgl. u.a. *Daske*, 2006, *Leuz/Verrecchia*, 2000. Lediglich *Harris/Muller III*, 1999, berücksichtigen teilweise diesen Aspekt.

33 Vgl. IFRS 1.36.

2. Datenbasis

Unsere Stichprobe umfasst deutsche, österreichische und schweizer Unternehmen,³⁴ für die in der Datenbank Compustat Global Bilanzdaten verfügbar sind und die im Zeitraum von 1997 bis 2005 an ihrer jeweiligen nationalen Börse notiert waren.³⁵ In einem zweiten Schritt wurde ermittelt, ob diese Unternehmen eine oder mehrere Anleihen im Untersuchungszeitraum emittiert haben beziehungsweise ausstehend hatten (Quelle: Datastream). In einem dritten Schritt wurde der Umstellungszeitpunkt auf IFRS anhand der Geschäftsberichte identifiziert, und geprüft, ob die Vorjahreswerte entsprechend angepasst wurden.

Wir unterteilen unsere Unternehmen in Wechsel- und Nichtwechselunternehmen: Wechselunternehmen haben *im* Untersuchungszeitraum von Local GAAP auf IFRS gewechselt, *nachdem* sie eine Anleihe begeben haben. Bei den Nichtwechselunternehmen handelt es sich um Unternehmen, welche:

- *vor* dem Untersuchungszeitraum von Local GAAP auf IFRS gewechselt und eine Anleihe begeben haben,
- *vor* dem Untersuchungszeitraum von Local GAAP auf IFRS gewechselt und *im* Untersuchungszeitraum eine Anleihe begeben haben oder
- *im* Untersuchungszeitraum von Local GAAP auf IFRS wechseln und *anschließend* eine Anleihe begeben.

Es konnten 15 deutsche, drei österreichische und sieben schweizer Wechselunternehmen identifiziert werden, die vor der Umstellung auf IFRS eine Anleihe mit einer Restlaufzeit von mindestens zwölf Monaten nach Veröffentlichung des ersten IFRS-Abschlusses begeben hatten. Dabei bezeichnen wir Unternehmen auch dann als Wechselunternehmen, wenn es sich um das zweite beziehungsweise dritte Jahr der IFRS-Anwendung handelt, um dadurch einen verzögerten Effekt beziehungsweise die längerfristigen Auswirkungen der IFRS-Umstellung zu erfassen (vgl. Hypothese 2).

Daneben gehen neun deutsche, ein österreichisches und 24 schweizer Nichtwechselunternehmen in die Untersuchung ein. Diese haben nach der IFRS-Umstellung eine Anleihe begeben, welche im Untersuchungszeitraum eine Laufzeit von mindestens 24 Monaten aufweist.³⁶ Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Wechsel- bzw. Nichtwechselunternehmen nach Ländern: Aus unserer gesamten Stichprobe stammen 52,54% der Un-

34 Diese drei kontinentaleuropäischen Länder wurden ausgewählt, da deren nationale Rechnungsvorschriften einen ähnlich niedrigen Informationsgehalt aufweisen (vgl. *d'Arcy*, 2001, S. 343).

35 Nicht einbezogen werden hingegen Banken und Versicherungen, da diese Unternehmen speziellen aufsichts- und bilanzrechtlichen Vorschriften unterliegen.

36 Ein Zweijahreszeitraum ist notwendig, um Differenzen bilden zu können.

ternehmen aus der Schweiz, 40,68% aus Deutschland und 6,78% aus Österreich. Auch bei den Nichtwechselunternehmen dominieren die schweizer Unternehmen (70,59%). Hingegen stammt die Mehrzahl der Wechselunternehmen aus Deutschland (60%), an zweiter Stelle folgen Unternehmen aus der Schweiz (28%). Darüber hinaus können 75% der österreichischen, 62,5% der deutschen und 22,58% der schweizer Unternehmen als Wechselunternehmen klassifiziert werden. Dieses Ergebnis weist darauf hin, dass die simultane Anwendung von IFRS und einer Anleihefinanzierung in der Schweiz früher angewendet wurde.

Tabelle 1: Anzahl der Wechsel- und Nichtwechselunternehmen gruppiert nach Ländern

Land	Anzahl Wechselunternehmen	Anzahl Nichtwechselunternehmen	Gesamt
Deutschland	15	9	24
Österreich	3	1	4
Schweiz	7	24	31
Gesamt	25	34	59

Tabelle 2 gibt einen Überblick über die Anzahl der Wechsel- und Nichtwechseljahre. Hierbei sind unter Anzahl der Wechseljahre (Standard_{*n*}, mit $n \in \{1,2,3\}$), jene Jahre erfasst, für die zum *n*-ten Mal ein Jahresabschluss nach IFRS aufgestellt wurde.

Tabelle 2: Anzahl der Wechsel- und Nichtwechseljahre gruppiert nach Ländern

Land	Anzahl der Wechseljahre (Standard_1)	Anzahl der Wechseljahre (Standard_2)	Anzahl der Wechseljahre (Standard_3)	Anzahl der Nichtwechseljahre	Gesamt
Deutschland	11	11	8	38	68
Österreich	1	0	2	12	15
Schweiz	2	6	7	105	120
Gesamt	14	17	17	155	203

31,25% der Wechseljahre aus unserer gesamten Stichprobe sowie 67,74% der Nichtwechseljahre zählen zu schweizer Unternehmen. Hingegen dominieren die deutschen Unternehmen bei der Gruppe der Wechseljahre (62,5%). Für die einzelnen Länder zeigt sich, dass 44,12% der deutschen Unternehmensjahre als Wechseljahre eingestuft werden, während nur 20% der österreichischen und 12,5% der schweizer Unternehmensjahre zu dieser Gruppe gehören.

3. Messung der Fremdkapitalkosten

Die Risikoprämie einer Anleihe des Unternehmens *i* ist definiert als die Differenz zwischen der Rendite über die Restlaufzeit dieser Anleihe und der Rendite über die Restlaufzeit einer laufzeitäquivalenten Staatsanleihe *s*:

$$(1) \quad YS_{i,t} = RYFL_{i,t} - RYFL_{s,t}$$

Dabei ist die Rendite über die Restlaufzeit derjenige Diskontierungssatz, für den der Barwert der vereinbarten, zukünftigen Zahlungen (die sich aus der Unternehmens- oder der Staatsanleihe ergeben) dem Marktwert der Unternehmens- bzw. der Staatsanleihe entspricht. Somit können wir einen Einfluss des allgemeinen Zinsniveaus ausschließen. Hat das Unternehmen i mehrere Anleihen b begeben, wird die Risikoprämie als gewichtete Risikoprämie³⁷ aller Anleihen des Unternehmens i gemessen:

$$(2) \quad YS_{i,t} = \sum_{b,s} w_{b,t} (RYFL_{b,t} - RYFL_{s,t}) \quad \forall b, i, s, t$$

Da wir nicht von allen Unternehmen den exakten Zeitpunkt der Veröffentlichung des Jahresabschlusses zurückverfolgen können, wählen wir die folgende Vorgehensweise: Wir berechnen die Risikoprämie vom 01.04 bis 31.03 des Folgejahres. Dies erfolgt, da ca. 90% unserer Unternehmen ihre Jahresabschlüsse Ende März bzw. Anfang April veröffentlichen.

4. Einfluss- und Kontrollvariablen

Um den Einfluss einer IFRS-Umstellung zu messen, verwenden wir Dummy-Variablen, die das von einem Unternehmen verwendete Rechnungslegungssystem erfassen.

Rechnungslegungsstandard:

- STANDARD_1: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission von Local-GAAP auf IFRS gewechselt hat (erster IFRS-Abschluss); 0, falls Unternehmen i vor Anleiheemission von Local-GAAP auf IFRS gewechselt hat.
- STANDARD_2: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission den zweiten IFRS-Abschluss veröffentlicht; 0, sonst.
- STANDARD_3: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission den dritten IFRS-Abschluss veröffentlicht; 0, sonst.

Die Dummyvariablen STANDARD_2 und STANDARD_3 gehen in das zweite Regressionsmodell (Hypothese 2) ein, um einen verzögerten Effekt bzw. die längerfristigen Auswirkungen der IFRS-Umstellung zu erfassen.

Basierend auf bisherigen Forschungsergebnissen³⁸ zu den Einflussfaktoren auf die Rendite von Unternehmensanleihen haben wir mehrere Variablen ausgewählt, um unternehmensspezifische und anleihe-spezifische Faktoren zu erfassen. Wie bei der Risiko-

³⁷ Das Gewicht der einzelnen Anleihe i wird als prozentualer Anteil des ausstehenden Volumens der Anleihe i am gesamten ausstehenden Anleihevolumen des Unternehmens berechnet.

³⁸ Vgl. bspw. die Untersuchung von *Houweling/Mentink/Vorst, 2005*.

prämie berücksichtigen wir nur die prozentuale Veränderung dieser Variablen in unserer Regressionsanalyse.

ROA: Gewinn vor Steuern, Zinsen und außerordentlichen Posten dividiert durch die Bilanzsumme zum Ende des Geschäftsjahres t

Eine höhere Gesamtrentabilität impliziert eine verbesserte Unternehmenslage und sollte daher c.p. einen reduzierenden Effekt auf die Fremdkapitalkosten haben.³⁹

LEV: Buchwert des gesamten Fremdkapitals zum Nennwert am Ende des Geschäftsjahres t dividiert durch die Summe aus Buchwert des gesamten Fremdkapitals zum Nennwert am Ende des Geschäftsjahres t und durchschnittlichem Marktwert des Eigenkapitals im Geschäftsjahr t

LEV gilt als Proxy für das Ausfallrisiko. Eine größere Menge ausstehenden Fremdkapitals impliziert c.p. ein höheres Ausfallrisiko insbesondere unbesicherter Forderungen. Daher sollte ein positiver Zusammenhang zwischen LEV und der Risikoprämie bestehen.⁴⁰

Z-SCORE:⁴¹ Indikator für die Insolvenzwahrscheinlichkeit eines Unternehmens

Um die Insolvenzwahrscheinlichkeit eines Unternehmens zu erfassen, verwenden wir den Altman Z-SCORE.⁴² Da ein niedrigerer Z-SCORE mit einer höheren Insolvenzwahrscheinlichkeit verbunden ist, erwarten wir, dass der Z-SCORE negativ mit der Risikoprämie korreliert.⁴³

BETA: levered BETA-Faktor des Unternehmens i auf Monatsbasis, wobei sich der Zeitraum am Veröffentlichungszeitraum orientiert und somit analog zur Risikoprämie ermittelt wird (siehe Abschnitt C.II.3).

Diese Variable erfasst das unternehmensspezifische Risiko. Ein höheres Beta impliziert ein höheres unternehmensspezifisches Risiko, so dass eine Erhöhung c.p. zu einer höheren Risikoprämie führen sollte.

VOL_AKR: Volatilität der täglichen Aktienkursrendite des Unternehmens i , wobei sich der Zeitraum am Veröffentlichungszeitraum orientiert und somit analog zur Risikoprämie ermittelt wird (siehe Abschnitt C.II.3).

39 Vgl. *Anderson/Mansi/Reeb*, 2003, S. 270 und *Francis et al.*, 2005, S. 308-310.

40 Vgl. *Anderson/Mansi/Reeb*, 2004, S. 326 und *Francis et al.*, 2005, S. 308-310.

41 Vgl. *Altman*, 1968, S. 594.

42 Vgl. *Bharat/Sunder/Sunder*, 2007, die für die Prognose der Insolvenzwahrscheinlichkeit einen Index aus verschiedenen Insolvenzindikatoren verwenden, welcher ebenfalls den Altman Z-Score enthält.

43 Vgl. *Altman*, 1968, S. 596.

VOL_AKR ist ein Indikator für das Marktrisiko eines Unternehmens. Demnach sollte ein positiver Zusammenhang zwischen VOL_AKR und der Risikoprämie bestehen.⁴⁴

Um für anleihe-spezifische Faktoren zu kontrollieren, berücksichtigen wir die folgende Kontrollvariable:

Restlaufzeit: $LMAT = \ln(\text{Restlaufzeit der Anleihe in Jahren})$

Wir verwenden die prozentuale Veränderung der Restlaufzeit um die nicht-lineare Beziehung zwischen der Restlaufzeit und der Risikoprämie zu erfassen. Daher erwarten wir, dass LMAT positiv mit der Risikoprämie korreliert, denn eine kürzere Restlaufzeit impliziert ein geringeres (Zins-)Risiko für den Anleihegläubiger.⁴⁵

Branche: BRANCHE-j: 1, falls Unternehmen i zur Branche j zählt; 0, sonst.

IFRS führen für Unternehmen, welche über einen hohen Anteil immaterieller Vermögensgegenstände verfügen oder langfristige Fertigung betreiben, zu einer erheblich veränderten Darstellung der Vermögens-, Finanz- und Ertragslage als bei bisheriger Darstellung nach nationaler Rechnungslegung. *Burger/Fröhlich/Ulbrich, 2004* stellen in ihrer Untersuchung über die Auswirkungen der IFRS-Umstellung auf Kennzahlen des externen Rechnungswesens fest, dass sich insbesondere das immaterielle Anlagevermögen und der Goodwill nach der Umstellung stark erhöhen.

Neben diesen Einflussvariablen könnte eine Veränderung des Unternehmensratings ebenfalls die Veränderung der Risikoprämie erklären. Allerdings fügen wir die Veränderung des Ratings aus zwei Gründen nicht in das Regressionsmodell ein: erstens berücksichtigen Rating-Agenturen bei der Vergabe des Ratings auch Informationen über den verwendeten Rechnungslegungsstandard. Somit erfasst das Rating auch die mit einer Umstellung auf eine true and fair view-basierte Rechnungslegung enthaltenen Informationen. Demnach besteht die Gefahr, dass der Umstellungseffekt nicht vollständig gemessen werden kann, da er teilweise schon im Rating erfasst ist.⁴⁶ Zweitens konnten wir für unsere Stichprobe nur in wenigen Fällen ein Up- bzw. Downgrade feststellen, so dass ein Effekt von Ausreißern getragen sein könnte.

Darüber hinaus wurden in der empirischen Literatur folgende Einflussvariablen identifiziert, welche die Risikoprämien beeinflussen. Zum einen, ob das Unternehmen an der NYSE gelistet ist⁴⁷ und zum anderen, ob die Jahresabschlüsse des Unternehmens von

44 Vgl. *Sengupta, 1998, S. 464.*

45 Vgl. *Sengupta, 1998, S. 463.*

46 Vgl. *Yu, 2005, S. 56.*

47 Vgl. *Erunza/Miller, 2000, S. 588-589. Lang/Lins/Miller, 2003* hingegen analysieren den Einfluss eines US-Listings von ausländischen Unternehmen auf die Verfügbarkeit von Informationen über diese Unternehmen. Die Ergebnisse zeigen u. a., dass Unternehmen mit einem US-Listing eine höhere Bewertung aufgrund der verbesserten Offenlegung erhalten, was c.p. zu einem Rückgang der Ka-

einem BIG4-Wirtschaftsprüfer testiert werden.⁴⁸ Infolge unserer Veränderungsbetrachtung erhalten wir nur einen Fall, wo ein Unternehmen von einem Nicht-BIG4-Wirtschaftsprüfer auf einen BIG4-Wirtschaftsprüfer gewechselt hat. Für die Veränderung des Listings erhalten wir ebenfalls jeweils eine Beobachtung für ein Listing an der NYSE bzw. für ein Delisting von der NYSE. Demnach nehmen wir diese Variablen nicht in die Regression auf, damit die Ergebnisse nicht von einer einzelnen Beobachtung verzerrt werden.

III. Ergebnisse der empirischen Untersuchung

1. Deskriptive und univariate Ergebnisse

Tabelle 3 gibt einen Überblick über die Branchen- und Länderzugehörigkeit der Unternehmen unserer Stichprobe.⁴⁹ Bei den deutschen Unternehmen sind 37,5% Industrieunternehmen, während die restlichen deutschen Unternehmen sich auf alle anderen Branchen relativ gleichmäßig verteilen. Die vier österreichischen Unternehmen stammen aus drei Branchen. Auch bei den schweizer Unternehmen handelt es sich in der Mehrzahl um Industrieunternehmen (32,26%).

Tabelle 3: Branchen- und Länderzugehörigkeit der Unternehmen

Branche	Deutschland	Österreich	Schweiz	Summe
Finanzdienstleistungen	1	0	1	2
IT / Medien	2	0	1	3
Transport & Logistik	3	1	1	5
Versorger	2	2	5	9
Industrie	9	1	10	20
Konsum	4	0	5	9
Chemie	3	0	8	11
Summe	24	4	31	59

Tabelle 4 zeigt die Merkmale der Unternehmen unserer Stichprobe sowohl in Absolutwerten (n=266) als auch in Veränderungen (n=203). Die durchschnittliche Risikoprämie beträgt 2,12%, der Median der Risikoprämie 0,77%. Im Durchschnitt steigt die Risikoprämie im Vergleich zum Vorjahr um 5%. Das Median-Unternehmen unserer Stichprobe hat eine Bilanzsumme von 12,752 Mrd. € und ist im Durchschnitt um 2% gewachsen. Unsere Stichprobe besteht somit aus großen Unternehmen, welche zugleich auch profitabel (Median des ROA: 5,10%) sowie nur gering verschuldet sind (Median des

pitalkosten führt. Vgl. *Lang/Lins/Miller*, 2003. Des Weiteren weisen empirische Ergebnisse von *Leuz/Hail*, 2004 daraufhin, dass die Auflage eines ADR-Programms ebenfalls die Eigenkapitalkosten reduziert. Vgl. *Leuz/Hail*, 2004.

48 Vgl. z. B. die Untersuchungen von *Palmrose*, 1988, *Heninger*, 2001 und *Pittman/Fortin*, 2004.

49 Zur Einteilung der Stichprobe nach Branchen verwenden wir die Branchenqualifizierung des Prime Standards der *Deutschen Börse* (vgl. *Deutsche Börse*).

LEV: 34,87%). Im Durchschnitt steigt der ROA um 49% und der LEV um 2%. Zudem ist das Median-Unternehmen als solvent einzustufen (Median des Z-SCORE: 2,67) und weist eine geringe Volatilität der Aktienkursrendite auf (Median der VOL_AKR: 0.03%). Die in unserer Stichprobe berücksichtigten Anleihen weisen einen Median für LMAT in Höhe von 1,34 auf, das heißt dass die Median-Anleihe eine Restlaufzeit von weniger als vier aber mehr als drei Jahren besitzt.

Tabelle 4: Deskriptive Auswertungen in Absolut (n=266)- und Veränderungswerten (n=203)

	Mean	Median	Maximum	Minimum	0,25-Perzentil	0,75-Perzentil
YS	2.12	0.77	65.75	-0.29	0.49	1.31
Δ YS	0.05	-0.13	5.36	-0.97	-0.30	0.19
AT	12'752	2'139	162'647	169	1'029	10'037
Δ AT	0.02	0.02	0.59	-0.55	-0.05	0.09
ROA	4.50	5.10	14.52	-15.51	3.60	6.85
Δ ROA	0.49	0.04	18.16	-4.81	-0.17	0.32
LEV	37.33	34.87	86.11	4.47	0.21	0.53
Δ LEV	0.02	-0.03	1.84	-0.62	-0.16	0.12
Z-SCORE	3.38	2.67	16.52	0.42	1.90	3.93
Δ Z-SCORE	0.06	0.01	2.39	-0.89	-0.12	0.20
BETA	0.75	0.73	2.17	-0.02	1.04	0.40
Δ BETA	-0.02	0.00	1.76	-6.16	-0.10	0.13
VOL_AKR	0.04	0.03	0.42	0.00	0.02	0.05
Δ VOL_AKR	0.03	-0.14	3.59	-0.84	-0.47	0.22
LMAT	1.20	1.34	2.19	0.00	0.69	1.60
Δ LMAT	-0.23	-0.21	2.07	-1.00	-0.37	-0.09
Legende:						
Δ:	Veränderung					
YS:	Risikoprämie in %					
AT:	Bilanzsumme zum Ende des Geschäftsjahres in Mio. €					
ROA:	Gewinn vor Steuern, Zinsen und außerordentlichen Posten dividiert durch die Bilanzsumme zum Ende des Geschäftsjahres					
LEV:	Buchwert des gesamten Fremdkapitals zum Nennwert am Ende des Geschäftsjahres divididert durch die Summe aus Buchwert des gesamten Fremdkapitals zum Nennwert am Ende des Geschäftsjahres und durchschnittlichem Marktwert des Eigenkapitals im Geschäftsjahr					
Z-SCORE:	Altman Z-Score					
BETA:	levered BETA-Faktor auf Monatsbasis					
VOL_AKR:	Volatilität der täglichen Aktienkursrendite					
LMAT:	ln(Restlaufzeit der Anleihe in Jahren)					

Tabelle 5 enthält zum einen die univariate Statistik und zum anderen die Korrelationsmatrix. In der univariaten Analyse wird deutlich, dass alle Einfluss- und Kontrollvariablen das erwartete Vorzeichen aufweisen. Darüber hinaus weisen Δ LEV, Δ Z-SCORE und Δ VOL_AKR einen hoch signifikanten Einfluss auf die Veränderung der Risikoprämie auf. Im weiteren Verlauf werden wir auf eine multivariate Analyse zurückgreifen, da Wechselwirkungen zwischen den einzelnen Variablen auftreten können, welche das Ergebnis verzerren. Die Korrelationsmatrix zeigt, dass zwischen keinen erklärenden Variablen eine hohe Korrelation besteht. Daher verwenden wir alle hier aufgeführten Variablen in der Regressionsanalyse.

Tabelle 5: Univariate Statistik und Korrelationsmatrix

	Univariat		Korrelationsmatrix							
	Erwartetes Vorzeichen	Δ YS	Δ YS	Δ STANDARD_1	Δ ROA	Δ LEV	Δ Z_SCORE	Δ BETA	Δ VOL_AKR	Δ LMAT
Δ YS		-	1.0000							
Δ STANDARD_1	-	-0.0461	-0.0033	1.0000						
Δ ROA	-	-1.1505	-0.0815	-0.0160	1.0000					
Δ LEV	+	4.6290***	0.3125	0.0644	-0.1191	1.0000				
Δ Z_SCORE	-	-2.7418***	-0.1913	0.0029	-0.0124	-0.1948	1.0000			
Δ BETA	+	0.3237	0.0230	-0.0165	0.0224	0.0661	-0.0058	1.0000		
Δ VOL_AKR	+	5.2368***	0.3488	-0.0456	0.0071	0.0806	-0.0105	-0.0582	1.0000	
Δ LMAT	+	1.1344	0.0804	-0.0413	-0.0779	0.0984	-0.0314	0.0579	0.0506	1.0000

2. Multivariate Ergebnisse

Um die Ergebnisse der univariaten Analyse zu überprüfen, testen wir unsere Hypothesen (vgl. C.I) mit Hilfe einer fixed time effect Panelanalyse. Der Vorteil einer Panelanalyse besteht darin, dass man eine größere Anzahl an Beobachtung generiert, und somit sich auch die Anzahl der Freiheitsgrade erhöht.⁵⁰ Des Weiteren wird die Kollinearität zwischen den einzelnen erklärenden Variablen reduziert. Insgesamt erhält man effizientere Schätzer. Durch die Verwendung eines fixed time effect Modells⁵¹ können wir jahresspezifische Effekte erfassen. Hierunter fallen vor allem die saisonale Veränderungen des Niveaus der Risikoprämien.⁵² Zugleich ist zu beachten, dass ab dem Jahr 1998 eine Reihe von Gesetzen (z. B. TransPuG, Deutscher Corporate Governance Kodex) in Kraft getreten ist. Auch unterliegen die einzelnen Standards der IFRS ständig Veränderungen und Anpassungen, so dass das Regelwerk von 1998 nicht mit dem des Jahres 2004 vergleichbar ist. Darüber hinaus ist IFRS 1, welcher die Erstanwendung der IFRS regelt, erst seit dem 01.01.2004 anzuwenden. Für früher vorgenommene Umstellungen besaß SIC 8 Gültigkeit, wobei es sich hier nur um eine Interpretation handelte; ein Standard hingegen existierte nicht. Somit resultiert die Vermutung, dass eine IFRS-Umstellung 1998 einen anderen Effekt aufweist als im Jahre 2004.

Um eine Verzerrung durch Ausreißer zu vermeiden, beschränken wir den Wertebereich der Einfluss- und Kontrollvariablen auf das 99%- bzw. 1%-Perzentil.

a) Hypothese 1

In Hypothese 1 untersuchen wir, ob die IFRS-Umstellung zu einer Reduktion der Fremdkapitalkosten führt und verwenden dazu folgendes Regressionsmodell:

$$\begin{aligned} \Delta \text{Yield Spread}_{i,t} = & \alpha_{0,t} + \alpha_1(\text{Standard_1}_{i,t}) + \alpha_2(\Delta \text{ROA}_{i,t}) + \alpha_3(\Delta \text{LEV}_{i,t}) + \alpha_4(\Delta \text{Z-SCORE}_{i,t}) + \\ & \alpha_5(\Delta \text{BETA}_{i,t}) + \alpha_6(\Delta \text{VOL_AKR}_{i,t}) + \alpha_7(\Delta \text{LMAT}_{i,t}) + \alpha_8(\text{BRANCHE}_{i,t}) + \\ & \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Die Regressionsergebnisse der Hypothese 1 werden in Tabelle 6 dargestellt. Um für Heteroskedastie zu kontrollieren, haben wir die t-Werte nach White korrigiert. Diese korrigierten t-Werte werden unterhalb der Koeffizienten in Tabelle 6 in Klammern angegeben.⁵³ Der Koeffizient der Variable STANDARD_1 weist - wie vermutet - ein negatives Vorzeichen auf. Allerdings ergibt sich nur ein Signifikanzniveau von 10%. Eine IFRS-Umstellung reduziert die Veränderung der Risikoprämie um 34,10%, so dass Hypothese 1 bestätigt wird. Um die Interpretation zu erleichtern, wird auf folgendes Beispiel verwiesen: Die Risikoprämie der BMW AG betrug im Jahr vor der Umstellung 0,6778% und sank im Jahr der Umstellung auf 0,4627%. Dies stellt einen Rückgang

50 Vgl. zu den Vorteilen einer Panelanalyse: *Hsiao*, 2003, S. 3.

51 Vgl. für eine Einführung *Gujarati*, 2003, S. 643f.

52 Vgl. *Krainer*, 2004, S. 1.

53 Dies gilt auch für die folgende Hypothese.

von 0,21 Prozentpunkten bzw. 21 Basispunkten dar. In Prozenten ausgedrückt bedeutet dies eine Verringerung der Risikoprämie um 31,75%. Die Koeffizienten der Kontrollvariablen weisen das prognostizierte Vorzeichen auf. Lediglich die Variable LEV ist nicht signifikant. Alle anderen Einflussvariablen sind mindestens auf dem 5%-Niveau signifikant. Insgesamt weist dieses Regressionsmodell ein angepasstes R^2 von 44,04% auf.

b) Hypothese 2

Ob es eine zeitliche Verzögerung bei der Auswirkung der IFRS-Umstellung auf die Fremdkapitalkosten gibt, testen wir Hypothese 2 mit folgendem Regressionsmodell:

$$\begin{aligned} \text{Yield Spread}_{i,t} = & \alpha_0 + \sum_{j,k=1}^3 \alpha_j(\text{Standard_k}_{i,t}) + \alpha_4(\Delta\text{ROA}_{i,t}) + \alpha_5(\Delta\text{LEV}_{i,t}) + \alpha_6(\Delta\text{Z-SCORE}_{i,t}) + \\ & \alpha_7(\Delta\text{BETA}_{i,t}) + \alpha_8(\Delta\text{VOL_AKR}_{i,t}) + \alpha_9(\Delta\text{LMAT}_{i,t}) + \alpha_{10}(\text{BRANCHE}_{i,t}) + \\ & \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Die Regressionsergebnisse der Hypothese 2 werden in Tabelle 6 dargestellt. Alle drei Koeffizienten der STANDARD-Variablen sind negativ, allerdings ist der Koeffizient im zweiten Jahr der IFRS-Anwendung etwas höher: Während sich im *ersten* Jahr nach der Umstellung (STANDARD_1) die Veränderung der Risikoprämie c.p. um 38,76% verringert, reduziert sich diese im *zweiten* Jahr nach der Umstellung (STANDARD_2) c.p. um weitere 39,83%. Anschließend sinkt die Veränderung der Risikoprämie im *dritten* Jahr nach der Umstellung c.p. lediglich um 0,34%. Die Variable STANDARD_2 ist hoch signifikant, die Variable STANDARD_1 auf dem 5%-Niveau. Dies impliziert, dass Rechnungslegungsinformationen vom Kapitalmarkt häufig unvollständig und mit zeitlicher Verzögerung verarbeitet werden. Für die Kontrollvariablen erhalten wir qualitativ die gleichen Ergebnisse wie bei Hypothese 1. Lediglich der LEV ist nunmehr signifikant (10%-Signifikanzniveau). Das Regressionsmodell weist ein angepasstes R^2 von 45,40% auf.

3. Robustheitstests

Um die Robustheit unserer Ergebnisse zu überprüfen, führen wir verschiedene Analysen durch. Zum einen beschränken wir die Einfluss- und Kontrollvariablen auf das 95%- bzw. 5%-Perzentil sowie den vollständigen Wertebereich. Dies verändert nicht die qualitativen Ergebnisse, sondern nur die statistische Güte der Ergebnisse, die insbesondere bei den unangepassten Werten etwas schlechter ausfällt. Zum anderen berechnen wir die Risikoprämie, das BETA, VOL_AKR und LMAT vom 01.03 bis 28.02 des Folgejahres. Auch dies hat keinen Einfluss auf das qualitative Ergebnis, jedoch sinkt der Erklärungsgehalt auf 35,42% (Hypothese 1) bzw. 36,22% (Hypothese 2).

Tabelle 6: Regressionsergebnisse

Method: Pooled Least Squares (n=200)			
Variable	Erw. Vorzeichen	Hypothese 1	Hypothese 2
C		0.2771 ** (2.2089)	0.2540 *** (2.4967)
STANDARD_1	-	-0.3410 * (-1.5560)	-0.3876 ** (-1.7311)
STANDARD_2	-		-0.3983 *** (-4.2523)
STANDARD_3	-		-0.0034 (-0.0689)
Δ ROA	-	-0.0150 ** (-1.6587)	-0.0122 (-1.2383)
Δ LEV	+	0.2430 (1.1845)	0.2868 * (1.4993)
Δ Z_SCORE	-	-0.2479 ** (-2.1097)	-0.2312 * (-2.0824)
Δ BETA	+	0.1174 *** (6.3011)	0.0951 *** (3.5045)
Δ VOL_AKR	+	0.2348 *** (2.5896)	0.2378 *** (2.5424)
Δ LMAT	+	0.0956 ** (1.8855)	0.0814 * (1.3659)
1999		0.0289	0.0683
2000		0.1426	0.1671
2001		0.5721	0.5920
2002		0.4182	0.3937
2003		-0.2270	-0.2246
2004		-0.2419	-0.2482
2005		-0.2827	-0.3017
Adjusted R-squared		44,04%	45,40%
F-statistic		9.2436	8.8808
Prob(F-statistic)		0.0000	0.0000
Akaike info criterion		1.8775	1.8617
Schwarz criterion		2.2074	2.2246
Durbin-Watson stat		1.4119	1.3879

D. Zusammenfassung

Unsere Ergebnisse bestätigen die Vermutung, dass eine IFRS-Umstellung die Fremdkapitalkosten reduziert. Bei der Analyse der prozentualen Veränderung der Risikoprämie zeigt sich, dass eine IFRS-Umstellung im ersten und zweiten Jahr nach der Umstellung jeweils zu einer Reduktion der Veränderung der Risikoprämie in Höhe von etwa 39% verglichen mit Nichtwechselunternehmen führt. Es bleibt allerdings fraglich, ob der festgestellte Rückgang der Veränderung der Risikoprämie die Kosten im Zusammenhang mit der IFRS-Umstellung ausgleicht.

Bei der Interpretation ist zu berücksichtigen, dass wir lediglich Unternehmensanleihen analysiert haben. Hinsichtlich der betrachteten Anleihen ist zu betonen, dass wir keine Neuemissionen analysieren, sondern vielmehr Sekundärmarktdaten. Für Primärmärkte sollten die beobachteten Effekte jedoch größer sein, da adverse Selektion diese stärker betrifft.⁵⁴ Zudem können wir keine Aussage darüber treffen, ob unsere Ergebnisse für alle Formen von Fremdkapital Gültigkeit besitzen. Dies mag insbesondere für bestimmte Bankkredite in Deutschland eher fraglich sein. Oftmals haben Banken Zugang zu privaten Unternehmensinformationen unter anderem wegen eines Sitzes im Beirat oder im Aufsichtsrat. Somit werden diese durch einen IFRS-Abschluss eventuell kaum *zusätzliche* Informationen erhalten. Dennoch sind unsere Ergebnisse von großer Bedeutung für die aktuelle Diskussion über die Qualität von Rechnungslegungsinformationen und den Gläubigerschutz. Unsere Ergebnisse deuten daraufhin, dass zumindest Käufer von Unternehmensanleihen durch einen IFRS-Abschluss entscheidungsnützlichere Informationen erhalten. Vor dem Hintergrund der Einschränkungen unserer Untersuchungsmethodik, ist ein Forschungsbedarf offenkundig. Zum einen besteht die Möglichkeit, die Robustheit unserer Ergebnisse zu überprüfen in dem die zeitliche Beschränkung der Stichprobe aufgehoben wird. Somit könnten auch all jene Unternehmen aufgenommen werden, die im Zuge der EU-Verordnung ihre Rechnungslegung am 01.01.2005 auf IFRS umgestellt haben. Zum anderen könnte anstelle der Verwendung von Anleihen als Indikator für Fremdkapital Bankkredite herangezogen werden.

⁵⁴ Vgl. Yu, 2005, S. 81.

E. Literaturverzeichnis

- Altman, E. I.* (1968): Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy, in: *Journal of Finance*, Vol. 23, S. 589–609.
- Anderson, R. C./Mansi, S. A./Reeb, D. M.* (2003): Founding family ownership and the agency cost of debt, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 68, S. 263-285.
- Anderson, R. C./Mansi, S. A./Reeb, D. M.* (2004): Board characteristics, accounting report integrity, and the cost of debt, in: *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 37, S. 315-342.
- Auer, K. V.* (1998): Der Einfluß des Wechsels vom Rechnungslegungsstandard auf die Risikoparameter von schweizerischen Aktien, in: *zfbf*, 50. Jg., S. 129-155.
- Ball, R./Brown, P.* (1968): An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers, in: *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, Nr. 2, S. 159-178.
- Bernard, V.L./Thomas, J.K.* (1989): Post-Earnings-Announcement Drift: Delayed Price Response or Risk Premium?, in: *Journal of Accounting Research* 1989, Vol. 27, S. 1-36.
- Bharat, Sreedhar T./Sunder, Jayanth/Sunder, Shyam V.* (2006): Accounting Quality and Debt contracting, Working Paper, erscheint in: *The Accounting Review* 2007.
- Bigus, J./Langer, T./Schiereck, D.* (2004): Wie werden Kreditsicherheiten in der Praxis eingesetzt? – Ein Überblick über empirische Befunde, in: *Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft*, Heft 6, S. 465 – 480.
- Burger, A./Fröhlich, J./Ulbrich, P.* (2004): Die Auswirkungen der Umstellung von HGB auf IFRS auf wesentliche Kennzahlen der externen Unternehmensrechnung, in: *Zeitschrift für kapitalmarktorientierte Rechnungslegung* 2004, 4. Jg., Nr. 9, S. 353-366.
- d’Arcy, A.* (2001): Accounting classification and the international harmonisation debate – an empirical investigation, in: *Accounting, Organizations and Society*, Vol. 26, S. 327-349.
- Daniel, K./Hirshleifer, D./Teoh, S. H.* (2002): *Investor psychology in capital markets: evidence and policy implications*, in: *Journal of Monetary Economics* 2002, Vol. 49, Nr. 1, S. 139-209.
- Daske, H.* (2005): Internationale Rechnungslegung und Kapitalkosten: Zum Stand der empirischen Rechnungswesenforschung, in: *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, 57. Jg., S. 455-473.
- Daske, H.* (2006): Economic Benefits of Adopting IFRS or US-GAAP – Have the Expected Cost of Equity Capital really decreased?, in: *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 3, S. 329-373.
- Daske, H./Gebhardt, G.* (2006): International Financial Reporting Standards and Experts’ Perceptions of Disclosure Quality, in: *Abacus*, Vol. 42, S. 461-498.
- Dechow, P. M./Dichev, I. D.* (2002): The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors, in: *The Accounting Review*, Vol. 77, S. 35-59.
- Deutsche Börse: Sector Indices*, http://deutsche-boerse.com/dbag/dispatch/en/listcontent/gdb_navigation/listing/10_Market_Structure/31_auswahlindizes/85_Branchenindizes/content_files/pi_sp_tabelle_branchenindizes.htm

- Deutsche Bundesbank* (2004): Verhältniszahlen aus Jahresabschlüssen deutscher Unternehmen von 2000 bis 2000, Statistische Sonderveröffentlichung Nr. 6, November.
- Dumontier, P./Maghaouri, R.* (2007), Does the adoption of IAS-IFRS reduce information asymmetry systematically, Working Paper 2007, University of Geneva.
- Easley, D./O'Hara, M.* (2004): Information and the Cost of Capital, in: *Journal of Finance*, Vol. 59, S. 1553-1583.
- Erunza, V. R./Miller, D. P.* (2000): Market Segmentation and the Cost of Capital in International Equity, in: *The Journal of Financial and Quantitative Analyses*, Vol. 35, S. 577-600.
- Ewert, R.* (1999): Rechnungslegung, Globalisierung und Kapitalkosten, in: *Kostenrechnungspraxis*, Sonderheft 3, S. 39-46.
- Ewert, R./Wagenhofer, A.* (2000): Neuere Ansätze zur theoretischen Fundierung von Rechnungslegung und Prüfung, in: *Lachnit, Laurenz/Freidank, Carl-Christian* (Hrsg.): *Investororientierte Unternehmenspublizität*, Wiesbaden, S. 31-60.
- Francis, J./LaFond, R./Olsson, P./Schipper, K.* (2005): The market pricing of accruals quality, in: *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, S. 295-327.
- Gassen, J./Sellhorn, T.* (2006): Applying IFRS in Germany – Determinants and Consequences, in: *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, Vol. 58, S. 365-386.
- Gujarati, D. N.* (2003): *Basic Econometrics*, 4. Aufl., 2003.
- Harris, M. S./Muller III., K. A.* (1999): The market valuation of IAS versus US-GAAP accounting measures using Form 20-F reconciliations, in: *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 26, S. 285-312.
- Heninger, W. G.* (2001): The Association between Auditor Litigation and Abnormal Accruals, in: *The Accounting Review*, Vol. 76, S. 111-126.
- Hirshleifer, D.* (2001): Investor Psychology and Asset Pricing, in: *Journal of Finance*, Vol. 56, S. 1533-1597.
- Houweling, P./Mentink, A./Vorst, T.* (2005): Comparing possible proxies of corporate bond liquidity, in: *Journal of Banking and Finance*, Vol. 29, S. 1331-1358.
- Hsiao, C.* (2003): *Analysis of Panel Data*, 2. Aufl., 2003.
- Hughes, J./Liu, J./Liu, J.* (2007): Information Asymmetry, Diversification, and Cost of Capital, in: *The Accounting Review* 2007, Vol. 82, Nr. 3, S. 705-729.
- KPMG* (2003): KPMG-Umfrage: IAS/IFRS-Umstellungskosten meist unter 5 Millionen Euro, KPMG-Pressemitteilung, 29.10.2003.
- Krainer, J.* (2004): What Determines the Credit Spread, in: *FRBSF Economic Letter*, No. 2004-36 December 10, 2004.
- Lambert, R. A./Leuz, C./Verrecchia, R. E.* (2007): Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital, in: *Journal of Accounting Research* 2007, Vol. 45, Nr. 2, S. 385-420.
- Lang, M. H./Lins, K. V./Miller, D. P.* (2003): ADRs, Analysts, and Accuracy: Does Cross Listing in the United States Improve a Firm's Information Environment and Increase Market Value, in: *Journal of Accounting Research*, Vol. 41, S. 317-345.

- Leuz, C./Hail, L.* (2004): Cost of Capital and Cash Flow Effects of U.S. Cross-Listings, European Corporate Governance Institute – Finance Working Paper No. 46/2004.
- Leuz, C./Verrecchia, R. E.* (2000): The Economic Consequences of Increased Disclosure, in: *Journal of Accounting Research*, Vol. 38, S. 91-124.
- Lindemann, J.* (2004), Rechnungslegung und Kapitalmarkt - Eine theoretische und empirische Analyse, in: Baetge, J./Kirsch, H.-J./Thiele, S. (Hrsg.): *Reihe: Rechnungslegung und Wirtschaftsprüfung*, Bd. 5, Köln 2004.
- Mitteilung der Zulassungsstelle Nr. 2/2003 vom 10. Februar 2003, http://www.swx.com/download/admission/regulation/notices/2003/notice_200302_de.pdf.
- Nikolaev, V./van Lent, L.* (2005): The endogeneity bias in the relation between cost of debt capital and corporate disclosure policy, in: *European Accounting Review*, Vol. 14, S. 677-724.
- Palmrose, Z.-V.* (1988): An Analysis of Auditor Litigation and Audit Service Quality, in: *The Accounting Review*, Vol. 63, S. 55-73.
- Pellens, B./Tomaszewski, C.* (1999): Kapitalmarktreaktionen auf den Rechnungslegungswechsel zu IAS bzw. US-GAAP, in: Gebhardt, G./Pellens, B. (Hrsg.): *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung 1999, special edition Nr. 41*, S. 199-228.
- Pittman, J. A./Fortin, S.* (2004): *Auditor Choice and the Cost of Debt Capital for New Public Firms*, in: *Journal of Accounting and Economics 2004*, Vol. 37, S. 113-136.
- Sengupta, P.* (1998): Corporate disclosure quality and the cost of debt, in: *The Accounting Review*, Vol. 73, S. 459-474.
- Verordnung (EG) Nr. 1606/2002 des Europäischen Parlamentes und des Rates vom 19. Juli 2002 betreffend die Anwendung internationalen Rechnungslegungsstandards.
- Wagenhofer, A./Ewert, R.* (2003): *Externe Unternehmensrechnung*, Berlin u.a.
- Yu, F.* (2005): Accounting transparency and the term structure of credit spreads, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 75, S. 53-84.
- Zeitler, F.-C.* (2003): Rechnungslegung und Rechtsstaat, in: *Der Betrieb*, 56. Jg., S. 1529-1534.

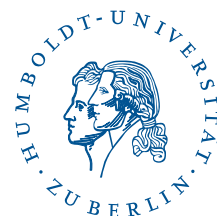
SFB 649 Discussion Paper Series 2007

For a complete list of Discussion Papers published by the SFB 649, please visit <http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>.

- 001 "Trade Liberalisation, Process and Product Innovation, and Relative Skill Demand" by Sebastian Braun, January 2007.
- 002 "Robust Risk Management. Accounting for Nonstationarity and Heavy Tails" by Ying Chen and Vladimir Spokoiny, January 2007.
- 003 "Explaining Asset Prices with External Habits and Wage Rigidities in a DSGE Model." by Harald Uhlig, January 2007.
- 004 "Volatility and Causality in Asia Pacific Financial Markets" by Enzo Weber, January 2007.
- 005 "Quantile Sieve Estimates For Time Series" by Jürgen Franke, Jean-Pierre Stockis and Joseph Tadjuidje, February 2007.
- 006 "Real Origins of the Great Depression: Monopolistic Competition, Union Power, and the American Business Cycle in the 1920s" by Monique Ebell and Albrecht Ritschl, February 2007.
- 007 "Rules, Discretion or Reputation? Monetary Policies and the Efficiency of Financial Markets in Germany, 14th to 16th Centuries" by Oliver Volckart, February 2007.
- 008 "Sectoral Transformation, Turbulence, and Labour Market Dynamics in Germany" by Ronald Bachmann and Michael C. Burda, February 2007.
- 009 "Union Wage Compression in a Right-to-Manage Model" by Thorsten Vogel, February 2007.
- 010 "On σ -additive robust representation of convex risk measures for unbounded financial positions in the presence of uncertainty about the market model" by Volker Krätschmer, March 2007.
- 011 "Media Coverage and Macroeconomic Information Processing" by Alexandra Niessen, March 2007.
- 012 "Are Correlations Constant Over Time? Application of the CC-TRIG_t-test to Return Series from Different Asset Classes." by Matthias Fischer, March 2007.
- 013 "Uncertain Paternity, Mating Market Failure, and the Institution of Marriage" by Dirk Bethmann and Michael Kvasnicka, March 2007.
- 014 "What Happened to the Transatlantic Capital Market Relations?" by Enzo Weber, March 2007.
- 015 "Who Leads Financial Markets?" by Enzo Weber, April 2007.
- 016 "Fiscal Policy Rules in Practice" by Andreas Thams, April 2007.
- 017 "Empirical Pricing Kernels and Investor Preferences" by Kai Detlefsen, Wolfgang Härdle and Rouslan Moro, April 2007.
- 018 "Simultaneous Causality in International Trade" by Enzo Weber, April 2007.
- 019 "Regional and Outward Economic Integration in South-East Asia" by Enzo Weber, April 2007.
- 020 "Computational Statistics and Data Visualization" by Antony Unwin, Chun-houh Chen and Wolfgang Härdle, April 2007.
- 021 "Ideology Without Ideologists" by Lydia Mechtenberg, April 2007.
- 022 "A Generalized ARFIMA Process with Markov-Switching Fractional Differencing Parameter" by Wen-Jen Tsay and Wolfgang Härdle, April 2007.

SFB 649, Spandauer Straße 1, D-10178 Berlin
<http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>

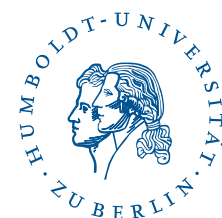
This research was supported by the Deutsche
Forschungsgemeinschaft through the SFB 649 "Economic Risk".



- 023 "Time Series Modelling with Semiparametric Factor Dynamics" by Szymon Borak, Wolfgang Härdle, Enno Mammen and Byeong U. Park, April 2007.
- 024 "From Animal Baits to Investors' Preference: Estimating and Demixing of the Weight Function in Semiparametric Models for Biased Samples" by Ya'acov Ritov and Wolfgang Härdle, May 2007.
- 025 "Statistics of Risk Aversion" by Enzo Giacomini and Wolfgang Härdle, May 2007.
- 026 "Robust Optimal Control for a Consumption-Investment Problem" by Alexander Schied, May 2007.
- 027 "Long Memory Persistence in the Factor of Implied Volatility Dynamics" by Wolfgang Härdle and Julius Mungo, May 2007.
- 028 "Macroeconomic Policy in a Heterogeneous Monetary Union" by Oliver Grimm and Stefan Ried, May 2007.
- 029 "Comparison of Panel Cointegration Tests" by Deniz Dilan Karaman Örsal, May 2007.
- 030 "Robust Maximization of Consumption with Logarithmic Utility" by Daniel Hernández-Hernández and Alexander Schied, May 2007.
- 031 "Using Wiki to Build an E-learning System in Statistics in Arabic Language" by Taleb Ahmad, Wolfgang Härdle and Sigbert Klinke, May 2007.
- 032 "Visualization of Competitive Market Structure by Means of Choice Data" by Werner Kunz, May 2007.
- 033 "Does International Outsourcing Depress Union Wages? by Sebastian Braun and Juliane Scheffel, May 2007.
- 034 "A Note on the Effect of Outsourcing on Union Wages" by Sebastian Braun and Juliane Scheffel, May 2007.
- 035 "Estimating Probabilities of Default With Support Vector Machines" by Wolfgang Härdle, Rouslan Moro and Dorothea Schäfer, June 2007.
- 036 "Yxilon – A Client/Server Based Statistical Environment" by Wolfgang Härdle, Sigbert Klinke and Uwe Ziegenhagen, June 2007.
- 037 "Calibrating CAT Bonds for Mexican Earthquakes" by Wolfgang Härdle and Brenda López Cabrera, June 2007.
- 038 "Economic Integration and the Foreign Exchange" by Enzo Weber, June 2007.
- 039 "Tracking Down the Business Cycle: A Dynamic Factor Model For Germany 1820-1913" by Samad Sarferaz and Martin Uebele, June 2007.
- 040 "Optimal Policy Under Model Uncertainty: A Structural-Bayesian Estimation Approach" by Alexander Kriwoluzky and Christian Stoltenberg, July 2007.
- 041 "QuantNet – A Database-Driven Online Repository of Scientific Information" by Anton Andriyashin and Wolfgang Härdle, July 2007.
- 042 "Exchange Rate Uncertainty and Trade Growth - A Comparison of Linear and Nonlinear (Forecasting) Models" by Helmut Herwartz and Henning Weber, July 2007.
- 043 "How do Rating Agencies Score in Predicting Firm Performance" by Gunter Löffler and Peter N. Posch, August 2007.

SFB 649, Spandauer Straße 1, D-10178 Berlin
<http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>

This research was supported by the Deutsche
 Forschungsgemeinschaft through the SFB 649 "Economic Risk".



- 044 "Ein Vergleich des binären Logit-Modells mit künstlichen neuronalen Netzen zur Insolvenzprognose anhand relativer Bilanzkennzahlen" by Ronald Franken, August 2007.
- 045 "Promotion Tournaments and Individual Performance Pay" by Anja Schöttner and Veikko Thiele, August 2007.
- 046 "Estimation with the Nested Logit Model: Specifications and Software Particularities" by Nadja Silberhorn, Yasemin Boztuğ and Lutz Hildebrandt, August 2007.
- 047 "Risiken infolge von Technologie-Outsourcing?" by Michael Stephan, August 2007.
- 048 "Sensitivities for Bermudan Options by Regression Methods" by Denis Belomestny, Grigori Milstein and John Schoenmakers, August 2007.
- 049 "Occupational Choice and the Spirit of Capitalism" by Matthias Doepke and Fabrizio Zilibotti, August 2007.
- 050 "On the Utility of E-Learning in Statistics" by Wolfgang Härdle, Sigbert Klinke and Uwe Ziegenhagen, August 2007.
- 051 "Mergers & Acquisitions and Innovation Performance in the Telecommunications Equipment Industry" by Tseveen Gantumur and Andreas Stephan, August 2007.
- 052 "Capturing Common Components in High-Frequency Financial Time Series: A Multivariate Stochastic Multiplicative Error Model" by Nikolaus Hautsch, September 2007.
- 053 "World War II, Missing Men, and Out-of-wedlock Childbearing" by Michael Kvasnicka and Dirk Bethmann, September 2007.
- 054 "The Drivers and Implications of Business Divestiture – An Application and Extension of Prior Findings" by Carolin Decker, September 2007.
- 055 "Why Managers Hold Shares of Their Firms: An Empirical Analysis" by Ulf von Lilienfeld-Toal and Stefan Ruenzi, September 2007.
- 056 "Auswirkungen der IFRS-Umstellung auf die Risikoprämie von Unternehmensanleihen - Eine empirische Studie für Deutschland, Österreich und die Schweiz" by Kerstin Kiefer and Philipp Schorn, September 2007.

SFB 649, Spandauer Straße 1, D-10178 Berlin
<http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>

This research was supported by the Deutsche
Forschungsgemeinschaft through the SFB 649 "Economic Risk".

