

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



Kerstin Kiefer · Philipp Schorn

**Zusammenfassung:** Die Vorteile einer IFRS-Umstellung liegen – nach Ansicht vieler Forscher und Praktiker – in der Senkung der Kapitalkosten der Unternehmen. Dieses oftmals vorgetragene und auf den ersten Blick plausible Argument wird in der hier vorliegenden Studie näher untersucht. Wir beschränken uns auf die Analyse der Auswirkungen einer freiwilligen IFRS-Umstellung auf die Risikoprämien von deutschen, österreichischen und Schweizer Unternehmensanleihen im Zeitraum zwischen 1997 und 2005, da bisher in der Literatur ausschließlich die Auswirkungen auf die Eigenkapitalkosten untersucht wurden. Dabei betrachten wir die Veränderungen der Risikoprämien. Dies impliziert, dass im Zeitablauf konstant bleibende Faktoren in der Analyse nicht berücksichtigt werden müssen. Somit können insbesondere anleihespezifische Faktoren außer Acht gelassen werden. Unsere Ergebnisse zeigen, dass im ersten und zweiten Jahr einer freiwilligen IFRS-Umstellung die Veränderung der Risikoprämie um jeweils etwa 40% sinkt.

**Schlüsselwörter:** Risikoprämien · Unternehmensanleihen · IFRS-Umstellung

**JEL Classification:** G12 · G14 · G32 · M41

---

**Eingegangen:** 27.08.2007

© Gabler-Verlag 2009

---

Dr. K. Kiefer (✉)

Zurich Financial Services, Mythenquai 2, CH-8002 Zürich, Schweiz

E-Mail: [kerstin.kiefer@zurich.com](mailto:kerstin.kiefer@zurich.com)

[www.zurich.com](http://www.zurich.com)

Dipl.- Volkswirt P. Schorn

Institut für Unternehmensrechnung und Controlling, Universität Bern, Engehaldenstr. 4

CH-3012 Bern, Schweiz

E-Mail: [schorn@iuc.unibe.ch](mailto:schorn@iuc.unibe.ch)

[www.iuc.unibe.ch](http://www.iuc.unibe.ch)

## 1 Problemstellung

Seit dem 01.01.2005 sind kapitalmarktorientierte Unternehmen in der europäischen Union verpflichtet, ihren Konzernabschluss nach IFRS aufzustellen.<sup>1</sup> Die Folgen einer IFRS-Anwendung auf die Kapitalkosten werden in der Literatur kontrovers thematisiert.<sup>2</sup> 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.<sup>3</sup> Dieser Zusammenhang ist in der theoretischen Literatur nicht abschließend geklärt.<sup>4</sup> 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.<sup>5</sup> Daneben liegen kaum empirische Befunde zum Einfluss erhöhter Offenlegung auf die Fremdkapitalkosten vor.<sup>6</sup> 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.<sup>7</sup> 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.<sup>8</sup> Unsere Stichprobe umfasst deutsche, österreichische und Schweizer Unternehmen, die

- im Zeitraum von 1997 bis 2005 an den jeweiligen nationalen Börsen notiert waren,
- vor dem oder im Untersuchungszeitraum von einem nationalen Rechnungslegungsstandard auf IFRS gewechselt haben und
- vor dem oder im Untersuchungszeitraum eine Anleihe begeben haben.<sup>9</sup>

Folglich untersuchen wir Unternehmen, welche freiwillig auf IFRS umgestellt haben. Im Gegensatz zur nahe liegenden Vermutung beinhaltet unsere Stichprobe nicht nur große sondern auch kleinere börsennotierte Unternehmen. Anders als andere Studien vermeiden wir es, bilanzielle Größen aus mehreren Rechnungslegungssystemen in einer Regressionsanalyse zu verwenden, indem wir auf die Vorjahreswerte des ersten IFRS-Abschlusses<sup>10</sup> zurückgreifen.<sup>11</sup> 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 ersten Jahr nach der Umstellung am stärksten (42,45%). Allerdings ist der Rückgang im zweiten Jahre nach der Umstellung nur geringfügig geringer (39,41%). Dies impliziert, dass der Kapitalmarkt bei der Preisbildung die IFRS-Umstellung im ersten Jahr nicht vollständig verarbeitet. Im Folgenden geben wir in Abschnitt 2 einen Überblick über die relevante Literatur. In Abschnitt 3 präsentieren wir die empirische Studie. Abschnitt 0 fasst die wesentlichen Ergebnisse zusammen.

## 2 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.<sup>12</sup> Dies gilt auch für die zahlreichen empirischen Studien, insbesondere für jene, die den Einfluss der IFRS-Umstellung untersuchen.<sup>13</sup> 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 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 eine Verzerrung hervorrufen, da dieser Index nur auf der subjektive Einschätzung von Analysten beruht. Die Einschätzungen anderer Kapitalmarktteilnehmer werden nicht berücksichtigt. Zweitens sind die Ergebnisse aufgrund eines Endogenitätsbias<sup>14</sup> verzerrt.<sup>15</sup> Yu 2005, analysiert die Auswirkungen einer transparenteren Unternehmenskommunikation auf die Risikoprämie von US-amerikanischen Unternehmensanleihen sowie auf die Zeitstruktur 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 Baber/Gore 2007, 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 Informationsrisiko<sup>16</sup> 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 Informationen verfügen.<sup>17</sup> Bharat et al. 2008, 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 HGB<sup>18</sup> 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.

### 3 Empirische Untersuchung

#### 3.1 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).<sup>19</sup> Unter der Annahme, dass Kapitalgeber sich durch individuelle Verträge sowohl Informationsrechte zusichern<sup>20</sup> als auch ihre Forderungen vollständig absichern (z. B. Vorrangigkeit, Besicherung, Negativklauseln) lassen, sollte eine IFRS-Umstellung die Fremdkapitalkosten kaum berühren.<sup>21</sup> In der Regel ist aber eine vollständige Besicherung nicht zu beobachten,<sup>22</sup> 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. Allerdings ist auch das tatsächlich prognostizierte Ausfallrisiko zu berücksichtigen. Wird durch einen IFRS-Abschluss die Prognose präziser, so sinkt das Informationsrisiko für Fremdkapitalgeber.<sup>23</sup> Wird aber nun ein höheres Ausfallrisiko prognostiziert als im Local GAAP Abschluss, dann steigt die verlangte Risikoprämie.<sup>24</sup> Allerdings ist eine IFRS-Umstellung mit erheblichem Kostenaufwand verbunden.<sup>25</sup> 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.<sup>26</sup> So lassen sich bspw. nach einer unerwartet hohen Gewinnbekanntgabe positive abnormale Renditen über ein halbes Jahr später feststellen.<sup>27</sup> Die-

ser Effekt wird als post-earnings-announcement drift bezeichnet.<sup>28</sup> Des Weiteren haben abnormale Renditen in den Jahren drei bis fünf nach einem unternehmensspezifischen Ereignis dasselbe Vorzeichen wie beim Ereignis selbst (postevent return continuation).<sup>29</sup> Wir vermuten daher, dass der Kapitalmarkt erst mit Verzögerung auf eine IFRS-Umstellung vollständig reagiert,<sup>30</sup> da Rechnungslegungsinformationen vom Kapitalmarkt häufig unvollständig verarbeitet werden. Dies gilt insbesondere, da Jahresergebnisse nach IFRS oftmals als volatiler eingeschätzt werden.<sup>31</sup>

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

## 3.2 Multivariate Regressionsanalyse

### 3.2.1 Methodische Vorgehensweise

Wir folgen dem Ansatz von Anderson et al. 2003, und verwenden als Indikator für Fremdkapital von Unternehmen begebene, nichtwandelbare Anleihen, um den Einfluss einer IFRS-Umstellung auf die Fremdkapitalkosten zu messen.<sup>32</sup> Hierbei wird der Effekt nicht über die absolute Höhe erfasst, sondern über die *Veränderung* der Risikoprämie einer Unternehmensanleihe. Diese Vorgehensweise bietet drei 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. (3) Grundsätzlich besteht die Gefahr von Selbstselektion. Alle Unternehmen unserer Stichprobe wenden IFRS freiwillig an. Folglich können auch die unternehmensspezifische Faktoren, welche die Entscheidung nach IFRS zu bilanzieren begründen, zugleich auch die Fremdkapitalkosten beeinflussen. Durch die Betrachtung von Veränderungen wird dieses Problem jedoch gelöst, sofern die unternehmensspezifischen Faktoren, welche eine freiwillige IFRS-Anwendung determinieren, im Zeitablauf unverändert bleiben, da konstant bleibende Faktoren wegfallen.

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.<sup>33</sup> 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.<sup>34</sup> 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.

Diese Vorgehensweise impliziert drei Nachteile: (1) Durch die Berechnung der Differenzen verlieren wir in der Regressionsanalyse eine Beobachtung für jedes Unternehmen unserer Stichprobe. (2) Den Kapitalmarktteilnehmern liegt im Zeitpunkt der Bestimmung des Ausfallrisikos der Anleihen nur der Local GAAP-Abschluss vor, und nicht die nach IFRS angepassten Vorjahreswerte. Dies kann zu Informationsverzerrungen führen. (3) Daneben könnten Unternehmen bereits im Vorfeld einer IFRS-Umstellung Ansatz- und Bewertungswahlrechte unter Berücksichtigung der geplanten IFRS-Anwendung ausüben. Dies kann ebenfalls zu Verzerrungen führen.<sup>35</sup> Allerdings darf nicht außer acht gelassen werden, dass Unternehmen vor der IFRS-Umstellung lediglich Wahlrechte und Ermessensspielräume im Rahmen der Local GAAPs ausnutzen können. Diese Wahlrechte bestehen aber unabhängig von einer geplanten Umstellung der Rechnungslegung. Folglich steht auch Unternehmen ohne eine geplante Umstellung der Rechnungslegung offen, ihre Wahlrechte und Ermessensspielräume ausnutzen, um sich den IFRS-Regelungen anzunähern. (Kommentar: dies könnte wir auch damit begründen, dass es eine Hinwendung des HGB in Richtung fair value Bilanzierung uns somit IFRS gibt). Somit erfassen wir bei unserem Untersuchungsdesign den Mindest-Effekt einer Umstellung. Dieser Effekt resultiert aus der Differenz im Informationsnutzen für Fremdkapitalgeber zwischen einem Local GAAP Abschluss bei Annäherung an die IFRS durch Wahlrechtsausübung und einem IFRS-Abschluss.

### 3.2.2 Datenbasis

Unsere Stichprobe umfasst deutsche, österreichische und Schweizer Unternehmen,<sup>36</sup> 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.<sup>37</sup> 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. Dieser Auswahlprozess führt dazu, dass sich nur freiwillige IFRS-Anwender in unserer Stichprobe befinden. Dies lässt zunächst befürchten, dass wir nur Global Player betrachten zumal wir eine vollständig IFRS-Anwendung verlangen und dies per Hand kontrolliert haben.<sup>38</sup> Insgesamt zeigt jedoch die Verteilung der Bilanzsummen, dass nicht nur große Unternehmen die IFRS vollständig anwenden, sondern auch relativ kleine Unternehmen (siehe Tab. 4).

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.<sup>39</sup> Tab. 1 gibt einen Überblick über die Wechsel- bzw. Nichtwechselunternehmen nach Ländern: Aus unserer gesamten Stichprobe stammen 52,54% der Unternehmen 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 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. 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.

**Tab. 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

**Tab. 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

### 3.2.3 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  $s$ :

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

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 Risikoprämie<sup>40</sup> aller Anleihen des Unternehmens  $i$  gemessen:

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

Da wir nicht von allen Unternehmen den exakten Zeitpunkt der Veröffentlichung des Jahresabschlusses zurückverfolgen können, wählen wir die folgende Vorgehensweise: Wir berechnen für Unternehmen deren Geschäftsjahr mit dem Kalenderjahr übereinstimmt die Risikoprämie vom 01.04 bis 31.03 des Folgejahres.<sup>41</sup> Dies erfolgt, da ca. 90% unserer Unternehmen ihre Jahresabschlüsse Ende März bzw. Anfang April veröffentlichen. Als Risikoprämie berechnen wir den Durchschnitt der täglichen Risikoprämien über die Handelstages eines Jahres.

Alternativ zur obigen Vorgehensweise kann die Risikoprämie auch über das Emittenten-Rating eines Unternehmens erfasst werden.<sup>42</sup> Dieses Rating bewertet die Fähigkeit eines Unternehmens seinen Zins- und Tilgungsverpflichtungen fristgerecht nachzukommen. Aus drei Gründen haben wir jedoch die Risikoprämie nicht über das Emittenten-Rating gemessen: (1) Eine IFRS-Umstellung sollte nicht zu einer Rating-Änderung führen, da Rating-Agenturen nicht ausschliesslich auf Jahresabschlussinformationen zurückgreifen. Zudem berücksichtigen Rating-Agenturen bei der Vergabe des Ratings auch Informationen über den verwendeten 15/12/2008. 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.<sup>43</sup> (2) Nicht alle Unternehmen unserer Stichprobe weisen im Untersuchungszeitraum ein Emittenten-Rating auf (z.B. Fuchs Petrolub, Verbund und ATEL). (3) Auf Grund unserer gewählten methodischen Vorgehensweise sind nicht die absoluten Ratings sondern vielmehr die Veränderung der Ratings ausschlaggebend. Allerdings sind eine Vielzahl der Emittenten-Ratings im Zeitablauf konstant, so dass ein Effekt von Ausreißern getragen sein könnte. So weisen drei von 14 Wechseln eine Herabstufung des Emittenten-Ratings von Standard & Poor's nach Veröffentlichung des ersten IFRS-Abschlusses auf, wobei bei zwei Unternehmen das Rating um zwei Stufen sinkt und bei einem Unternehmen um eine Stufe.<sup>44</sup> Für die übrigen Wechselunternehmen lag zum Zeitpunkt der Veröffentlichung des ersten IFRS-Abschlusses kein Emittenten-Rating vor.

### 3.2.4 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 Forschungsergebnissen<sup>45</sup> zu den Einflussfaktoren auf die Rendite von Unternehmensanleihen haben wir mehrere Variablen ausgewählt, um unternehmensspezifische und anleihe-spezifische Faktoren zu erfassen. Wie bei der Risikoprämie 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.<sup>46</sup>

**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.<sup>47</sup>

**Z-SCORE:**<sup>48</sup> Indikator für die Insolvenzwahrscheinlichkeit eines Unternehmens:

$$Z - Score = 1,2 \left( \frac{\text{working capital}}{\text{total assets}} \right) + 1,4 \left( \frac{\text{retained earnings}}{\text{total asstes}} \right) + 3,3 \left( \frac{EBIT}{\text{total assets}} \right) \\ + 0,6 \left( \frac{\text{public value of equity}}{\text{book value of total liabilities}} \right) + 1 \left( \frac{\text{sales}}{\text{total assets}} \right)$$

Um die Insolvenzwahrscheinlichkeit eines Unternehmens zu erfassen, verwenden wir den Altman Z-SCORE.<sup>49</sup> Da ein niedrigerer Z-SCORE mit einer höheren Insolvenzwahrscheinlichkeit verbunden ist, erwarten wir, dass der Z-score negativ mit der Risikoprämie korreliert.<sup>50</sup>

**BETA:** levered BETA-Faktor des Unternehmens *i*. Zur Schätzung des BETA verwenden wir die Monatsrenditen des Unternehmens *i* und als Marktrendite die Monatsrendite des CDAX der letzten drei Jahre (Quelle: Datastream). Der berechnete Zeitraum ist äquivalent zum Berechnungszeitraum der Risikoprämie (siehe Abschnitt 3.2.3).

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

**SIZE:** Bilanzsumme des Unternehmens *i*

Wir erwarten einen negativen Zusammenhang zwischen der Unternehmensgröße und der Risikoprämie. Darüber hinaus ist zu erwarten, dass die Größe eines Unternehmens zugleich die Umstellungsentscheidung beeinflusst, da die Publizitätskosten für größere Unternehmen geringer sind.<sup>51</sup>

**MBV:** Marktwert des Eigenkapitals dividiert durch den Buchwert des Eigenkapitals

Das Marktwert-Buchwert-Verhältnis stellt einen Proxy für das Wachstum respektive die Veränderung des Verhältnisses für die Wachstumsrate dar. Ein stark wachsendes Unternehmen weist im Regelfall ein höheres Risiko auf. Demnach sollte dies zu einem positiven Zusammenhang zwischen diesen beiden Variablen führen.<sup>52</sup>

Um für anleihespezifische 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.<sup>53</sup>

**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 verän-

derten Darstellung der Vermögens-, Finanz- und Ertragslage als bei bisheriger Darstellung nach nationaler Rechnungslegung. Burger et al. 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.

Darüber hinaus wurden in der empirischen Literatur folgende Einflussvariablen identifiziert, welche die Risikoprämien beeinflussen. Zum einen, ob das Unternehmen an der NYSE gelistet ist<sup>54</sup> und zum anderen, ob die Jahresabschlüsse des Unternehmens von einem BIG4-Wirtschaftsprüfer testiert werden.<sup>55</sup> Infolge unserer Veränderungsbeurteilung 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.

### 3.3 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

#### 3.3.1 Deskriptive und univariate Ergebnisse

Tabelle 3 gibt einen Überblick über die Branchen- und Länderzugehörigkeit der Unternehmen unserer Stichprobe.<sup>56</sup>

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 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%. Nach Veröffentlichung des ersten IFRS-Abschlusses weisen sieben der 14 Wechselunternehmen eine im Vergleich zum Vorjahr gesunkene Risikoprämie auf. Im zweiten Jahr nach der Umstellung sinkt bei 13 von 17 Unternehmen die Risikoprämie, im dritten Jahr nach der Umstellung trifft dies auf neun von 17 Unternehmen zu. 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 LEV: 34,87%). Im Durchschnitt steigt der ROA um 49%, der LEV um 2% und das MBV um 8%. Zudem ist das Median-Unternehmen als solvent einzustufen (Median des Z-SCORE: 2,67). 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 5 enthält die Korrelationsmatrix. Bis auf die Variablen  $\Delta$ MBV,  $\Delta$  SIZE und  $\Delta$  LMAT weisen alle Einfluss- und Kontrollvariablen das erwartete Vorzeichen auf. Darüber hinaus haben  $\Delta$  LEV und  $\Delta$  Z-SCORE einen hoch signifikanten Einfluss auf die Verän-

**Tab. 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

derung der Risikoprämie. 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 zudem, dass zwischen keinen erklärenden Variablen eine hohe Korrelation besteht. Daher verwenden wir alle hier aufgeführten Variablen in der Regressionsanalyse.

### 3.3.2 Multivariate Ergebnisse

Um die Ergebnisse der univariaten Analyse zu überprüfen, testen wir unsere Hypothesen (vgl. 3.1) mit Hilfe einer fixed time effects Panelanalyse. Der Vorteil einer Panelanalyse besteht darin, dass man eine größere Anzahl an Beobachtung generiert, und somit sich auch die Anzahl der Freiheitsgrade erhöht.<sup>57</sup> Des Weiteren wird die Kollinearität zwischen den einzelnen erklärenden Variablen reduziert. Insgesamt erhält man effizientere Schätzer. Durch die Verwendung eines fixed time effect Modells<sup>58</sup> können wir jahresspezifische Effekte erfassen. Hierunter fallen vor allem die saisonale Veränderungen des Niveaus der Risikoprämien.<sup>59</sup> 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.

#### 3.2.2.1 Hypothese 1

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

**Tab. 4:** Deskriptive Auswertungen in Absolut (n=266)- und Veränderungswerten (n=203)

	Mittelwert	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
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	0,06	0,01	2,39	-0,89	-0,12	0,20
Z-SCORE						
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
MBV	1,99	1,64	7,71	0,29	1,17	2,62
Δ MBV	0,08	0,00	5,41	-0,66	-0,19	0,26
SIZE	12,752	2,139	162,647	169	1,029	10,037
Δ SIZE	0,02	0,02	0,59	-0,55	-0,05	0,09
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:

BETA: levered BETA-Faktor auf Monatsbasis

Δ: Veränderung

EMP: Anzahl der Mitarbeiter zum Ende des Geschäftsjahres

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

LMAT: ln(Restlaufzeit der Anleihe in Jahren)

MBV Marktwert des Eigenkapitals dividiert durch den Buchwert des Eigenkapitals

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

SIZE Bilanzsumme zum Ende des Geschäftsjahres (in Mio. €)

YS: Risikoprämie in %

Z-SCORE: Altman Z-Score

$$\begin{aligned} \Delta \text{YieldSpread}_{i,t} = & \alpha_{0,t} + \alpha_1 (\text{Standard\_1}_{i,t}) + \alpha_2 (\Delta \text{ROA}_{i,t}) + \alpha_3 (\Delta \text{LEV}_{i,t}) \\ & + \alpha_4 (\Delta \text{Z-SCORE}_{i,t}) + \alpha_5 (\Delta \text{BETA}_{i,t}) + \alpha_6 (\Delta \text{MBV}_{i,t}) \\ & + \alpha_7 (\Delta \text{SIZE}_{i,t}) + \alpha_8 (\Delta \text{LMAT}_{i,t}) + \alpha_9 (\text{BRANCHE}_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Die Regressionsergebnisse der Hypothese 1 werden in Tab. 6 dargestellt. Da OLS bzw. nach White korrigierte Standardfehler im Rahmen von Panel-Untersuchungen verzerrt sind, werden die nach White korrigierten Standardfehler<sup>60</sup> zusätzlich für Clusterbildung korrigiert.<sup>61</sup> Die korrigierten t-Werte werden unterhalb der Koeffizienten in Tab. 6 in Klammern angegeben.<sup>62</sup> Der Koeffizient der Variable STANDARD\_1 weist wie vermu-



Tab. 5: Fortsetzung von S. 348

Erwartetes Vorzeichen	$\Delta$ YS	STANDARD_1	STANDARD_2	STANDARD_3	$\Delta$ ROA	$\Delta$ LEV	$\Delta$ Z_SCORE	$\Delta$ BETA	$\Delta$ MBV	$\Delta$ SIZE	$\Delta$ LMAT
-----------------------	-------------	------------	------------	------------	--------------	--------------	------------------	---------------	--------------	---------------	---------------

Legende:

\*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5%, 10%-Signifikanzniveau bei einem einseitigen Test für Variablen mit einer prognostizierten Wirkungsrichtung und bei einem zweiseitigen Test für Variablen ohne einer prognostizierten Wirkungsrichtung

BETA: levered BETA-Faktor auf Monatsbasis

$\Delta$ :Veränderung

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

LMAT: ln(Restlaufzeit der Anleihe in Jahren)

MBV Marktwert des Eigenkapitals dividiert durch den Buchwert des Eigenkapitals

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

SIZE: Bilanzsumme zum Ende des Geschäftsjahres t

STANDARD\_1: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission von Local-GAAP auf IFRS gewechselt hat; 0, sonst

STANDARD\_2: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission den zweiten IFRS-Jahresabschluss veröffentlicht; 0, sonst

STANDARD\_3: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission den dritten IFRS-Jahresabschluss veröffentlicht; 0, sonst

YS: Risikoprämie in %

Z-SCORE: Altman Z-Score

Tab. 6: Regressionsergebnisse für Veränderungsbetrachtung

Variable	Erwartetes Vorzeichen		Abhängige Variable: $\Delta$ Yield Spread	
			Hypothese 1 Koeffizient (t-Statistik)	Hypothese 2 Koeffizient (t-Statistik)
Konstante		?	-0,0238 (-0,13)	-0,0525 (-0,29)
STANDARD_1		-	-0,3754 ** (2,10)	-0,4245 ** (-2,26)
STANDARD_2		-		-0,3941 ** (-2,34)
STANDARD_3		-		-0,0458 (-0,25)
$\Delta$ ROA		-	-0,0145 * (-1,51)	-0,0117 (-1,25)
$\Delta$ LEV		+	0,2971 (1,20)	0,3375 * (1,45)
$\Delta$ Z_SCORE		-	-0,2207 * (-1,49)	-0,2051 * (-1,37)
$\Delta$ BETA		+	0,1102 ** (2,33)	0,0870 ** (1,78)
$\Delta$ MBV		+	0,0049 (0,04)	0,0005 (0,00)
$\Delta$ SIZE		-	-0,0932 (-0,19)	0,1328 (-0,26)
$\Delta$ LMAT		+	0,1162 * (1,61)	0,1080 * (1,38)
Anzahl Beobachtungen:			203	203
R-squared:			0,4510	0,4681

Tab. 6: Fortsetzung von S. 350

Variable	Erwartetes Vorzeichen	Abhängige Variable: $\Delta$ Yield Spread	
		Hypothese 1 Koeffizient (t-Statistik)	Hypothese 2 Koeffizient (t-Statistik)
F-statistic:		8,9400	9,7900
Prob(F-statistic):		0,0000	0,0000

Legende:

\*\*\*, \*\*, \*, 1%, 5%, 10%-Signifikanzniveau bei einem einseitigen Test für Variablen mit einer prognostizierten Wirkungsrichtung und bei einem zweiseitigen Test für Variablen ohne Vorhersage der Wirkungsrichtung

BETA: levered

BETA-Faktor auf Monatsbasis

$\Delta$ : Veränderung

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

LMAT: ln(Restlaufzeit der Anleihe in Jahren)

MBV Marktwert des Eigenkapitals dividiert durch den Buchwert des Eigenkapitals am Ende des Geschäftsjahres t

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

SIZE: Bilanzsumme zum Ende des Geschäftsjahres t

STANDARD\_1: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission von Local-GAAP auf IFRS gewechselt hat; 0, sonst

STANDARD\_2: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission den zweiten IFRS-Jahresabschluss veröffentlicht; 0, sonst

STANDARD\_3: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission den dritten IFRS-Jahresabschluss veröffentlicht; 0, sonst YS: Risikoprämie in %

Z-SCORE: Altman Z-Score

tet ein negatives Vorzeichen auf. Allerdings ergibt sich nur ein Signifikanzniveau von 5%. Eine IFRS-Umstellung reduziert die Veränderung der Risikoprämie um 37,54%, 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 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. Die Variablen LEV, MBV und SIZE sind nicht signifikant. Alle anderen Einflussvariablen sind auf dem 10% bzw. 5%-Niveau signifikant. Insgesamt weist dieses Regressionsmodell ein angepasstes  $R^2$  von 45,10% auf.

### 3.3.2.2 Hypothese 2

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

$$\begin{aligned} \Delta \text{Yield Spread}_{i,t} = & \alpha_0 + \sum_{j,k=1}^3 \alpha_j (\text{Standard\_}k_{i,t}) + \alpha_4 (\Delta \text{ROA}_{i,t}) + \alpha_5 (\Delta \text{LEV}_{i,t}) \\ & + \alpha_6 (\Delta \text{Z-SCORE}_{i,t}) + \alpha_7 (\Delta \text{BETA}_{i,t}) + \alpha_8 (\Delta \text{MBV}_{i,t}) + \alpha_9 (\Delta \text{SIZE}_{i,t}) \\ & + \alpha_{10} (\Delta \text{LMAT}_{i,t}) + \alpha_{11} (\text{BRANCHE}_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Die Regressionsergebnisse der Hypothese 2 werden ebenfalls in Tab. 6 dargestellt. Alle drei Koeffizienten der STANDARD-Variablen sind negativ, allerdings nimmt der Absolutwert des Koeffizienten im zweiten Jahr der IFRS-Anwendung geringfügig ab: Während sich im *ersten* Jahr nach der Umstellung (STANDARD\_1) die Veränderung der Risikoprämie c.p. um 42,45% verringert, reduziert sich diese im *zweiten* Jahr nach der Umstellung (STANDARD\_2) c.p. um weitere 39,41%. Anschließend sinkt die Veränderung der Risikoprämie im *dritten* Jahr nach der Umstellung c.p. lediglich um 4,58%. Die Variablen STANDARD\_1 und STANDARD\_2 sind jeweils auf 5%-Niveau signifikant. Dies impliziert, dass Rechnungslegungsinformationen vom Kapitalmarkt häufig unvollständig und mit zeitlicher Verzögerung verarbeitet werden. Für die Kontrollvariablen erhalten wir mit folgenden Einschränkungen qualitativ die gleichen Ergebnisse wie bei Hypothese 1. Die Kontrollvariable SIZE weist nicht mehr das prognostizierte Vorzeichen auf. ROA ist nunmehr nicht signifikant, wohingegen LEV signifikant wird. Das Regressionsmodell weist ein angepasstes  $R^2$  von 46,81% auf.

### 3.3.3 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 und LMAT mit einer Verzögerung von zwei Monaten nach Geschäftsjahresende anstelle von drei Monaten nach Geschäftsjahresende. Dies bedeutet für Unternehmen ohne abweichendes Geschäftsjahr, dass wir die Variablen über den Zeitraum vom 01.03. bis 28.02. bzw. vom 01.05 bis 30.04. des Folgejahres berechnen. Auch dies hat keinen Einfluss auf das qualitative Ergebnis.

Um die Abhängigkeit unserer Ergebnisse vom gewählten Untersuchungsdesign zu analysieren, führen wir die Regressionsanalyse für Absolutwerte durch und betrachten demnach nicht prozentuale Veränderungen der jeweiligen Variablen. Zur Erfassung des Jahres vor der IFRS-Erstanwendung ist es bei der Analyse von Absolutwerten erforderlich, dass wir eine weitere Standard-Variable einfügen:

- STANDARD\_0: 1, falls Unternehmen  $i$  nach Anleihenemission von Local-GAAP auf IFRS umgestellt hat und der Abschluss für das aktuelle Jahr letztmalig nach Local-GAAP erstellt wird; 0, sonst.

Zusätzlich berücksichtigen wir weitere Kontrollvariablen, welche bei der Betrachtung von prozentualen Veränderungen ausgeschlossen wurden, da sie im Zeitablauf konstant bleiben:

- LISTING: 1, falls Unternehmen  $i$  an der NYSE gelistet ist; 0, sonst.

Ist ein Unternehmen an der NYSE gelistet und hat somit die Anforderungen der Security Exchange Commission zu erfüllen, impliziert dies einerseits eine stärkere Überwachung des Unternehmens und ein erhöhtes Haftungsrisiko der Manager und Wirtschaftsprüfer, was das Risiko für die Fremdkapitalgeber reduzieren sollte. Andererseits kann es bei Auftreten eines Haftungsfalles zu erheblichen Reputationsschäden kommen, die nicht nur das Management treffen, sondern auch das Unternehmen als ganzes. Beispielhaft seien hier die Konsequenzen für die Wirtschaftsprüfungsgesellschaft Arthur Anderson aus dem Unternehmenszusammenbruch von Enron und der Imageschaden der Deutschen Bank infolge des Mannesmannprozesses genannt, so dass der Effekt auf die Höhe der Risikoprämie unbestimmt bleibt.

Obwohl einige Studien den Einfluss der Wahl des Wirtschaftsprüfers (Big4 versus Nicht-Big4) aufzeigen,<sup>63</sup> lassen wir diese Variable außen vor, weil in fast allen Unternehmensjahren ein Big4-Wirtschaftsprüfer den Konzernjahresabschluss testierte.

Bei der Betrachtung von Absolutwerten müssen nunmehr folgende anleihenspezifische Variablen implementiert werden:<sup>64</sup>

- SECURE: 1, falls eine Anleihe des Unternehmens  $i$  unbesichert ist; 0, sonst.

Eine unbesicherte Anleihe weist aus Sicht der Anleihezeichner c.p. ein höheres Risiko auf als eine besicherte Anleihe. Folglich erwarten wir einen positiven Zusammenhang.

- VOLUME= $VOLUME_{i,t} / AT_{i,t}$ .

wobei:

VOLUME: ausstehendes Anleihevolumen

In der Literatur wird das Anleihenemissionsvolumen als Indikator für die Handelbarkeit einer Anleihe verwendet. Je liquider eine Anleihe ist, desto geringer ist das Risiko für den Anleihezeichner.<sup>65</sup>

- COUPON: Coupon der Anleihe des Unternehmens  $i$

Tab. 7: Regressionsergebnisse für Absolutwertbetrachtung

Method: Pooled Least Squares		Abhängige Variable: Yield Spread	
Variable	Erwartetes Vorzeichen	Koeffizient (t-Statistik)	
Konstante	?	7,7410 (0,99)	
STANDARD_0	-	-2,2764 ** (-2,23)	
STANDARD_1	-	-2,1564 *** (-2,53)	
STANDARD_2	-	-2,2811 ** (-2,08)	
STANDARD_3	-	-1,0676 ** (-1,80)	
ROA	-	-41,5036 * (-1,46)	
LEV	+	4,9302 *** (1,70)	
Z_SCORE	-	0,1348 (1,14)	
BETA	+	-0,2894 (-0,23)	
MBV	+	1,0919 ** (2,22)	
SIZE	-	-1,1925 * (-1,40)	
LMAT	+	-1,1496 * (-1,43)	
SECURE	+	0,2815 (0,36)	
VOLUME	-	-2,8877 * (-1,30)	
COUPON	?	0,0949	

Tab. 7: Fortsetzung von S. 354

Method: Pooled Least Squares	Erwartetes Vorzeichen	Abhängige Variable: Yield Spread
Variable		Koeffizient (t-Statistik)
LISTING	?	(0,28) 1,1806 (0,65)
Anzahl Beobachtungen:		266
R-squared:		0,3373
F-statistic:		3,2900
Prob(F-statistic):		0,0001

Legende:

\*\*\*, \*\*, \*: 1%, 5%, 10%-Signifikanzniveau bei einem einseitigen Test für Variablen mit einer prognostizierten Wirkungsrichtung und bei einem zweiseitigen Test für Variablen ohne Vorhersage der Wirkungsrichtung

BETA: levered BETA-Faktor auf Monatsbasis

COUPON Kupon der Anleihe

Δ: Veränderung

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

LISTING 1, falls Unternehmen i an der New York Stock Exchange gelistet ist; 0, sonst

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

MBV Marktwert des Eigenkapitals dividiert durch den Buchwert des Eigenkapitals am Ende des Geschäftsjahres t

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

SECURE 1, falls Anleihe des Unternehmens i unbesichert ist; 0, sonst

SIZE: Bilanzsumme zum Ende des Geschäftsjahres t

STANDARD\_1: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission von Local-GAAP auf IFRS gewechselt hat; 0, sonst

STANDARD\_2: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission den zweiten IFRS-Jahresabschluss veröffentlicht; 0, sonst

STANDARD\_3: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission den dritten IFRS-Jahresabschluss veröffentlicht; 0, sonst

VOLUME Ausstehendes Anleihevolumen am Ende des Geschäftsjahres t dividiert durch die Bilanzsumme am Ende des Geschäftsjahres t

YS: Risikoprämie in %

Z-SCORE: Altman Z-Score

Tab. 8: Regressionsergebnisse für Veränderungsbetrachtung mit Bootstrap Standardfehlern

Variable	Method: Pooled Least Squares		Abhängige Variable: $\Delta$ Yield Spread	
	Erwartetes Vorzeichen	Hypothese 1 Koeffizient (z-Statistik)	Hypothese 2 Koeffizient (z-Statistik)	Hypothese 2 Koeffizient (z-Statistik)
Konstante	?	-0,0238 (-0,05)	-0,0525 (-0,12)	-0,0525 (-0,12)
STANDARD_1	-	-0,3754 ** (-1,71)	-0,4245 ** (-1,85)	-0,4245 ** (-1,85)
STANDARD_2	-		-0,3941 ** (-2,24)	-0,3941 ** (-2,24)
STANDARD_3	-		-0,0458 (-0,24)	-0,0458 (-0,24)
$\Delta$ ROA	-	-0,0145 (-1,20)	-0,0117 (-1,00)	-0,0117 (-1,00)
$\Delta$ LEV	+	0,2971 (1,05)	0,3375 * (1,2900)	0,3375 * (1,2900)
$\Delta$ Z_SCORE	-	-0,2207 * (-1,57)	-0,2051 * (-1,44)	-0,2051 * (-1,44)
$\Delta$ BETA	+	0,1102 ** (1,68)	0,0870 (1,27)	0,0870 (1,27)
$\Delta$ MBV	+	0,0049 (0,03)	0,0005 (0,00)	0,0005 (0,00)
$\Delta$ SIZE	-	-0,0932 (-0,18)	-0,1328 (-0,24)	-0,1328 (-0,24)
$\Delta$ LMAT	+	0,1162 * (1,42)	0,1080 (1,25)	0,1080 (1,25)

Tab. 8: Fortsetzung von S. 356

Variable	Method: Pooled Least Squares	
	Erwartetes Vorzeichen	Abhängige Variable: $\Delta$ Yield Spread
	Hypothese 1 Koeffizient (z-Statistik)	Hypothese 2 Koeffizient (z-Statistik)
Anzahl Beobachtungen:	203	203
Adjusted R-squared:	0,3896	0,4019
Wald-Chi-Quadrat	70,8000	93,2700
Prob(Chi-Quadrat):	0,0000	0,0000

Legende:

\*\*\*, \*\*, \*, 1%, 5%, 10%-Signifikanzniveau bei einem einseitigen Test für Variablen mit einer prognostizierten Wirkungsrichtung und bei einem zweiseitigen Test für Variablen ohne Vorhersage der Wirkungsrichtung

BETA: levered BETA-Faktor auf Monatsbasis

$\Delta$ : Veränderung

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

LMAT: ln(Restlaufzeit der Anleihe in Jahren)

MBV Marktwert des Eigenkapitals dividiert durch den Buchwert des Eigenkapitals am Ende des Geschäftsjahres t

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

SIZE: Bilanzsumme zum Ende des Geschäftsjahres t

STANDARD\_1: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission von Local-GAAP auf IFRS gewechselt hat; 0, sonst

STANDARD\_2: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission den zweiten IFRS-Jahresabschluss veröffentlicht; 0, sonst

STANDARD\_3: 1, falls Unternehmen i nach Anleiheemission den dritten IFRS-Jahresabschluss veröffentlicht; 0, sonst

YS: Risikoprämie in %

Z-SCORE: Altman Z-Score

Der Kupon einer Anleihe gibt die Höhe der nominalen Verzinsung an. Höhere Kuponzahlungen werden regelmäßig steuerlich benachteiligt, so dass Investoren eine Prämie verlangen.<sup>66</sup> Andererseits weist eine Anleihe mit einem hohen Kupon c. p. eine niedrigere Duration auf, was zugleich mit einem geringeren Zinsänderungsrisiko verbunden ist. Folglich werden insbesondere risikoaverse Investoren eine geringere Prämie für das übernommene Risiko verlangen.<sup>67</sup> Der genaue Zusammenhang zwischen der Höhe des Kupons und der Risikoprämie hängt somit letztlich davon ab, welcher der beiden Effekte überwiegt.

Tabelle 7 gibt einen Überblick über die Ergebnisse dieser multivariaten Regression. Die Standardfehler wurden, analog zu der Vorgehensweise bei der Veränderungsbetrachtung, wiederum für Clusterbildung korrigiert. Der Koeffizient aller vier STANDARD-Variablen hat jeweils ein negatives Vorzeichen. Dies zeigt, dass eine IFRS-Umstellung auch die absolute Risikoprämie reduziert und somit die absoluten Fremdkapitalkosten. Des Weiteren wird deutlich, dass der Koeffizient von STANDARD\_0 größer ist als von STANDARD\_1. Dies impliziert, dass der Kapitalmarkt bereits vor der Veröffentlichung des ersten IFRS-Abschlusses die Ankündigung berücksichtigt und zwar stärker als die Umstellung selbst. Einen vergleichbar starken Einfluss wie STANDARD\_0 hat die Variable STANDARD\_2. STANDARD\_0, STANDARD\_2 und STANDARD\_3 sind jeweils auf dem 5%-Niveau signifikant, STANDARD\_1 ist auf dem 1%-Niveau signifikant. Mit Ausnahme der Kontrollvariablen Z-SCORE, LMAT und BETA weisen alle Variablen das prognostizierte Vorzeichen auf. Die Variablen LEV und SIZE sind auf dem 5%-Niveau signifikant. Die Koeffizienten der Variablen ROA, LMAT und SIZE sind hingegen schwach signifikant auf dem 10%-Niveau. Allerdings ist zu beachten, dass der Erklärungsgehalt dieser Regression geringer ist als bei der Verwendung prozentualer Veränderungen (33,73% versus 45,10%). Dies zeigt, dass das Kernergebnis unserer Analyse nicht von der Wahl der Untersuchungsmethode determiniert wird.

Darüber hinaus ist zu beachten, dass die t-Werte nur asymptotisch für große Stichproben korrekt sind. Unserer Studie liegt jedoch insbesondere bei der Betrachtung von Veränderungen ein Datensatz mit nur wenigen Beobachtungen zu Grunde. Daher berechnen wir die Standardfehler im Rahmen der Regressionsanalyse bei der Veränderungsbetrachtung zusätzlich mit Hilfe von Bootstrapping.<sup>68</sup> Bei Bootstrapping handelt es sich um eine Computer-gestützte Methode des Resamplings.<sup>69</sup> Durch diese Vorgehensweisen verändern sich die einzelnen Standardfehler und somit auch die Signifikanzniveaus der einzelnen Koeffizienten. Tabelle 8 zeigt die Ergebnisse der Regression bei Veränderungsbetrachtung mit Bootstrapping. Es wird deutlich, dass eine IFRS-Umstellung nach wie vor einen signifikanten Einfluss auf die Veränderung der Risikoprämie hat. So ändern sich bei beiden Hypothesen die Signifikanzniveaus der STANDARD Variablen nicht. Allerdings ist die Variable ROA bei Hypothese 1 nun nicht mehr signifikant. Bei der zweiten Hypothese sind zudem die Variablen BETA und LMAT zusätzlich nicht signifikant.

#### 4 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 40% 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.<sup>70</sup> 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.

**Danksagung:** Für wertvolle Anregungen und Verbesserungsvorschläge danken wir insbesondere den anonymen Gutachtern dieser Zeitschrift, 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, Prof. 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. Für die Bereitstellung eines Zugriffs auf die Datenbanken Compustat Global und Datastream danken wir dem Sonderforschungsbereich 649 „Ökonomisches Risiko“ an der Humboldt-Universität zu Berlin. Lisa Schachner danken wir für Ihre wertvolle Hilfe bei der Datenaufbereitung. Kerstin Kiefer dankt dem DAAD für die finanzielle Unterstützung des Forschungsaufenthalts an der University of C.

## Anmerkungen

- 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 et al. 2008.
- 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 et al. 2003 sowie Anderson et al. 2004.
- 9 Für eine genauere Beschreibung der Auswahlkriterien siehe Abschnitt 3.2.1.
- 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 et al. 2007, und Hughes et al. 2007.
- 13 Vgl. z. B. Leuz/Verrecchia 2000, Daske 2006 und Pellens/Tomaszewski 1999.
- 14 Ein Endogenitätsbias liegt vor, sofern eine oder mehrere erklärende Variablen mit der Störgröße korrelieren. Dies führt zu einer Verletzung der Annahme, dass der Erwartungswert der Störgröße Null beträgt. Vgl. Wooldridge 2006, S. 92f.  
 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. In ihrem Modell messen die Autoren die Qualität der Periodenabgrenzungen über die Standardabweichung der Störterme des folgenden Modells:  $\Delta WC_{i,t} = \alpha + \beta_1 * CFO_{i,t-1} + \beta_2 * CFO_{i,t} + \beta_3 * CFO_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$ , wobei:  
 WC Working Capital  
 CFO Cashflow aus operativer Tätigkeit.

- 17 Für einen kritischen Überblick von Francis et al. 2005 vgl. Bharat et al. 2008, 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.
- 22 Vgl. Bigus et al. 2004, S.466 für eine Übersicht über empirische Studien zu den Einflussfaktoren der Besicherung.
- 23 Vgl. Bharat et al. 2008, S. 5.
- 24 Zur Veranschaulichung sei folgendes Beispiel betrachtet: Es gebe zwei Kreditnehmer, einen mit hohem und einen mit niedrigem Ausfallrisiko sowie einen Gläubiger, welcher beide Kreditnehmer finanziert. In diesem Fall wählt der Gläubiger bei Local GAAP einen Zinssatz, der das durchschnittliche Ausfallrisiko widerspiegelt, wenn der Local GAAP Abschluss vollkommen uninformativ ist. Bei IFRS hingegen wird der Gläubiger den Zinssatz stärker am prognostizierten individuellen Ausfallrisiko bemessen können.
- 25 Vgl. KPMG 2003.
- 26 Vgl. für einen kurzen Überblick Daniel et al. 2002, S. 170f.
- 27 Vgl. Lindemann 2004, S. 161.
- 28 Vgl. z. B. die Untersuchungen von Ball/Brown 1968 und Bernard/Thomas 1989.
- 29 Vgl. zu einem Überblick Hirshleifer 2001, S. 1559 und Daniel et al. 2002, S. 162.
- 30 Vgl. Dumontier/Maghaouri 2007, S. 8.
- 31 Vgl. Jermakowicz et al. 2007, S. 176 und Zeitler 2003, S. 1530.
- 32 Die exakte Messung aller Fremdkapitalkosten, insbesondere für Bankkredite, ist wegen fehlender Daten nicht möglich.
- 33 Vgl. u.a. Daske 2006, Leuz/Verrecchia 2000. Lediglich Harris/Muller III 1999, berücksichtigen teilweise diesen Aspekt.
- 34 Vgl. IFRS 1.36.
- 35 Für den Hinweis auf die beiden letztgenannten Nachteile danken wir einem anonymen Gutachter.
- 36 Diese drei kontinentaleuropäischen Länder wurden ausgewählt, da deren nationale Rechnungslegungsvorschriften einen ähnlich niedrigen Informationsgehalt aufweisen (vgl. d’Arcy 2001, S. 343).
- 37 Nicht einbezogen werden hingegen Banken und Versicherungen, da diese Unternehmen speziellen aufsichts- und bilanzrechtlichen Vorschriften unterliegen.
- 38 Wie Daske et al. 2007, zeigen, wenden hauptsächlich nur große Unternehmen, welche freiwillig auf IFRS umgestellt haben, diese auch vollständig an. Durch die Kontrolle einer vollständigen IFRS-Umstellung werden sogenannte „label-adopter“ von der Betrachtung ausgeschlossen.
- 39 Ein Zweijahreszeitraum ist notwendig, um Differenzen bilden zu können.
- 40 Das Gewicht der einzelnen Anleihe  $i$  wird als prozentualer Anteil des ausstehenden Volumens der Anleihe  $i$  am gesamten ausstehenden Anleihevolumen des Unternehmens berechnet.
- 41 Bei Unternehmen mit abweichendem Geschäftsjahr berechnen wir die Risikoprämie analog zu der Vorgehensweise bei Unternehmen ohne abweichendes Geschäftsjahr beginnend ab dem vierten Monat nach Geschäftsjahresende.

- 42 Vgl. Sengupta 1998 und Yu 2005.
- 43 Vgl. Yu 2005, S. 56.
- 44 Eine Reduktion um eine Stufe impliziert z. B. eine Veränderung des Ratings von B+ auf B.
- 45 Vgl. bspw. die Untersuchung von Houweling et al. 2005.
- 46 Vgl. Anderson et al. 2003, S. 270 und Francis et al. 2005, S. 308–310.
- 47 Vgl. Anderson et al. 2004, S. 326 und Francis et al. 2005, S. 308–310.
- 48 Vgl. Altman 1968, S. 594.
- 49 Vgl. Bharat 2008, die für die Prognose der Insolvenzwahrscheinlichkeit einen Index aus verschiedenen Insolvenzindikatoren verwenden, welcher ebenfalls den Altman Z-SCORE enthält.
- 50 Vgl. Altman 1968, S. 596.
- 51 Vgl. Nikolaev/vanLent 2005, S. 688.
- 52 Vgl. Nikolaev/vanLent 2005, S. 705.
- 53 Vgl. Sengupta 1998, S. 463.
- 54 Vgl. Erunza/Miller 2000, S. 588–589. Lang et al. 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 Kapitalkosten führt. Vgl. Lang et al. 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.
- 55 Vgl. z. B. die Untersuchungen von Palmrose 1988, Heninger 2001 und Pittman/Fortin 2004.
- 56 Zur Einteilung der Stichprobe nach Branchen wenden wir die Branchenqualifizierung des Prime Standards der *Deutschen Börse* (vgl. Deutsche Börse) an. Die deutschen, österreichischen und Schweizer Unternehmen werden an Hand ihres größten Segments (gemessen über die Umsatzerlöse) in die jeweilige Branche eingeordnet.
- 57 Vgl. zu den Vorteilen einer Panelanalyse: Hsiao 2003, S. 3.
- 58 Vgl. für eine Einführung Gujarati 2003, S. 643f.
- 59 Vgl. Krainer 2004, S. 1.
- 60 Dies gilt auch für die folgende Hypothese 2.
- 61 Vgl. Petersen 2008, S. 2 und S. 6.
- 62 Dies gilt auch für die folgende Hypothese 2.
- 63 Vgl. Erunza/Miller (2000), S. 588–589. Lang et al. (2003) untersuchen den Einfluss eines dualen Listings in den USA und zeigen u. a. dass dual gelistete Unternehmen höher bewertet werden, was auf ihre verbesserte Offenlegung zurückzuführen ist. Dies reduziert c. p. die Kapitalkosten.
- 64 Vgl. Erunza/Miller 2000, S. 588–589. Lang et al. 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 Kapitalkosten führt. Vgl. Lang et al. 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.
- 65 Vgl. Houweling et al. 2005, S. 1339.

- 66 Elton et al., 2005 bestätigen diesen Effekt im Rahmen einer empirischen Untersuchung. Dieser Effekt hängt jedoch stark vom jeweiligen nationalem Steuerrecht ab.
- 67 Vgl. Tsuji 2005, S. 1077.
- 68 Wir danken einen anonymen Gutachter für diesen wertvollen Hinweis.
- 69 Vgl. Efron/Tibshirani 1993, für eine Einführung.
- 70 Vgl. Yu 2005, S. 81.

## Literatur

- Altman EI (1968) Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *J Finance* 23(4):589–60
- Anderson RC, Mansi SA, Reeb DM (2003) Founding family ownership and the agency cost of debt. *J Finan Econ* 68(2):263–28
- Anderson RC, Mansi SA, Reeb DM (2004) Board characteristics, accounting report integrity, and the cost of debt. *J Acc Econ* 37(3):315–3
- Auer KV (1998) Der Einfluß des Wechsels vom Rechnungslegungsstandard auf die Risikoparameter von schweizerischen Aktien. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 50(2):129–15
- Baber WR, Gore AK (2008) Consequences of GAAP disclosure regulation: Evidence from municipal debt issues. *Acc Rev* 83(3):565–591.
- Ball R, Brown P (1968) An empirical evaluation of accounting income numbers. *J Acc Res* 6(2):159–17
- Bernard VL, Thomas JK (1989) Post-earnings-announcement drift: Delayed price response or risk premium. *J Acc Res* 27(3):1–3
- Bharat ST, Sunder J, Sunder SV (2008) Accounting quality and debt contracting. *Acc Rev* 83(1):1–2
- Bigus J, Langer T, Schiereck D (2004) Wie werden Kreditsicherheiten in der Praxis eingesetzt? – Ein Überblick über empirische Befunde. *Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft* 16(6):465–480
- Burger A, Fröhlich J, Ulbrich P (2004) Die Auswirkungen der Umstellung von HGB auf IFRS auf wesentliche Kennzahlen der externen Unternehmensrechnung. *Zeitschrift für kapitalmarktorientierte Rechnungslegung* 4(9):353–366
- d’Arcy A (2001) Accounting classification and the international harmonisation debate – an empirical investigation. *Accounting, Organizations and Society* 26(4/5):327–349
- Daniel K, Hirshleifer D, Teoh SH (2002) Investor psychology in capital markets: evidence and policy implications. *J Monet Econ* 49(1):139–209
- Daske H (2005) Internationale Rechnungslegung und Kapitalkosten: Zum Stand der empirischen Rechnungswesenforschung. *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis* 57(5):455–473
- Daske H (2006) Economic benefits of adopting IFRS or US-GAAP – have the expected cost of equity capital really decreased. *J Bus Finance Acc* 33(3/4):329–373
- Daske H, Gebhardt G (2006) International financial reporting standards and experts’ perceptions of disclosure quality. *Abacus* 42(3/4):461–498
- Daske H, Hail L, Leuz C, Verdi RS (2007) Adopting a Label: Heterogeneity in the Economic Consequences of IFRS Adoptions, Working Paper, <http://ssrn.com/abstract=979650>
- Dechow PM, Dichev ID (2002) The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *Acc Rev* 77(4):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.ht](http://deutsche-boerse.com/dbag/dispatch/en/listcontent/gdb_navigation/listing/10_Market_Structure/31_auswahlindizes/85_Branchenindizes/content_files/pi_sp_tabelle_branchenindizes.ht)
- Deutsche Bundesbank (2004) Verhältniszahlen aus Jahresabschlüssen deutscher Unternehmen von 2000 bis 2000, Statistische Sonderveröffentlichung Nr. 6, November
- Dumontier P, Maghaoui R (2007) Does the adoption of IAS-IFRS reduce information asymmetry systematically, Working Paper, University of Geneva
- Easley D, O'Hara M (2004) Information and the cost of capital. *J Finance* 59(4):1553–1583
- Efron B, Tibshirani RJ (1993) *An Introduction to the Bootstrap*
- Elton EJ, Gruber MJ, Agrawal D, Mann C (2004) Factors affecting the valuation of corporate bonds. *J Banking Finance* 28(11):2747–2767
- Erunza VR, Miller DP (2000) Market segmentation and the cost of capital in international equity. *J Finan Quant Anal* 35(4):577–600
- Ewert R (1999) Rechnungslegung, Globalisierung und Kapitalkosten. *Kostenrechnungspraxis* 43(3):39–46
- Ewert R, Wagenhofer A (2000) Neuere Ansätze zur theoretischen Fundierung von Rechnungslegung und Prüfung, in: Lachnit, Laurenz/Freidank, Carl-Christian (2000): *Investororientierte Unternehmenspublizität*, Gabler, Wiesbaden, S. 31–60
- Francis J, LaFond R, Olsson P, Schipper K (2005) The market pricing of accruals quality. *J Acc Econ* 39(1):295–327
- Gassen J, Sellhorn T (2006) Applying IFRS in Germany – determinants and consequences. *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis* 58(4):365–386
- Gujarati DN (2003) *Basic econometrics*, 4. Aufl. New York
- Harris MS, Muller III KA (1999) The market valuation of IAS versus US-GAAP accounting measures using form 20-F reconciliations. *J Acc Econ* 26(1):285–312
- Heninger WG (2001) The Association between auditor litigation and abnormal accruals. *Acc Rev* 76(1):111–126
- Hirshleifer D (2001) Investor psychology and asset pricing. *J Finance* 56(4):1533–1597
- Houweling P, Mentink A, Vorst T (2005) Comparing possible proxies of corporate bond liquidity. *J Banking Finance* 29(6):1331–1358
- Hsiao C (2003) *Analysis of panel data*, 2. Aufl. Cambridge University Press, Cambridge
- Hughes J, Liu J, Liu J (2007) Information asymmetry, diversification, and cost of capital. *Acc Rev* 82(3):705–729
- Jermakowicz EK, Prather-Kinsey J, Wulf I (2007) The value relevance of accounting income reported by DAX-30 German companies. *J Int Financial Man Acc* 18(3):151–191
- 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. *FRBSF Econ Letter* (36):1–
- Lambert RA, Leuz C, Verrecchia RE (2007) Accounting information, disclosure, and the cost of capital. *J Acc Res* 2007 45(2):385–420
- Lang MH, Lins KV, Miller DP (2003) ADRs, analysts, and accuracy: Does cross listing in the United States improve a firm's information environment and increase market value. *J Acc Res* 41(2):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 RE (2000) The economic consequences of increased disclosure. *J Acc Res* 38(3):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

- Mitteilung der Zulassungsstelle Nr. 2/2003 vom 10. Februar 2003, [http://www.swx.com/download/admission/regulation/notices/2003/notice\\_200302\\_de.pdf](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. *Europ Acc Rev* 14(4):677–724
- Palmrose ZV (1988) An analysis of auditor litigation and audit service quality. *Acc Rev* 63(1):55–73
- Pellens B, Tomaszewski C (1999) Kapitalmarktreaktionen auf den Rechnungslegungswechsel zu IAS bzw. US-GAAP. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 51(41):199–228
- Petersen MA (2008) Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches, in the review of financial studies, forthcoming
- Pittman JA, Fortin S (2004) Auditor choice and the cost of debt capital for new public firms. *J Acc Econ* 37(1):113–136
- Sengupta P (1998) Corporate disclosure quality and the cost of debt. *Acc Rev* 73(4):459–474
- Tsuji C (2005) The credit-spread puzzle. *J Int Money Finance* 24(7):1073–1089
- 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*, Springer, Berlin u.a. 2003
- White H (1980) A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48(4):817–838
- Wooldridge JM (2006) *Introductory econometrics*, 3. Aufl. Thomson South-Western, Mason
- Yu F (2005) Accounting transparency and the term structure of credit spreads. *J Finan Econ* 75(1):53–84
- Zeitler F-C (2003) Rechnungslegung und Rechtsstaat. *Der Betrieb* 56(29):1529–1534

### **IFRS-adoption and the cost of debt**

**Abstract:** Does an IFRS-adoption reduce the information asymmetry between firms and providers of debt capital and therefore the risk premium of corporate bonds? Contrary to prior empirical studies we examine the relationship between disclosure and cost of capital for debt financing. We analyse the impact of an IFRS-adoption on the risk premium of German, Austrian, and Swiss corporate bonds between 1997 and 2005. Our results indicate that the change in risk premium declines after an IFRS-adoption by 40%. However, the effect occurs with a time-lag.

**Keywords:** IFRS-adoption · Risk premium · Bond