

Einflussfaktoren auf die Bondemissionsprämie im Bereich der alternativen Energien: Eine Note

Ludwig Kesch, Daniel Maul und Dirk Schiereck*

Zusammenfassung

Die folgende Analyse präsentiert aktuelle empirische Evidenz, die es erlaubt, eine bessere Vorstellung der von den potentiellen Investoren geforderten Risiko­prämie zum Emissionszeitpunkt zu erhalten. Untersucht werden zwischen 2008 und 2012 in Deutschland emittierte Anleihen im Bereich der alternativen Energi­en. Neben dem schon hinreichend bekannten Einfluss der Risikoklassifizierung durch ein Rating zeigen sich weitere bedeutende Variablen. Mit zunehmenden Emissionsvolumina und höherer Stückelung geht ebenfalls der Zinsaufschlag zu­rück. Offensichtlich konnten besonders große an institutionelle Investoren gerichtete Branchenvertreter in der Vergangenheit von günstigen Anleiheemissionen profitieren. Ebenfalls für eine niedrigere Emissionsprämie sorgen eine positive Konjunkturlage und ein hohes risikoloses Zinsniveau. Dies macht deutlich, dass das derzeit in Deutschland herrschende Niedrigzinsniveau gepaart mit mäßigem Wachstum die kostengünstige Aufnahme von Fremdkapital über den Kapital­markt deutlich erschwert. Eine Durchsetzung der Maßnahmen der durch BMU und BMWi angekündigten „Strompreisbremse“ würde die Situation für Unter­nehmen noch verschärfen.

Determinants of Bond Issuance Spreads for Alternative Energy Firms: A Note

Abstract

The following analysis presents empirical evidence on the investor demanded risk premium at the bond issuance. The sample consists of bonds issued by alter-

* Ludwig Kesch, Technische Universität Darmstadt, Fachgebiet für Unter­nehmensfinanzierung, Hochschulstraße 1, 64289 Darmstadt.

Dipl.-Wirtsch.-Ing. Daniel Maul, Technische Universität Darmstadt, Fachgebiet für Unternehmensfinanzierung, Hochschulstraße 1, 64289 Darmstadt, E-Mail: maul@bwl.tu-darmstadt.de

Prof. Dr. Dirk Schiereck, Technische Universität Darmstadt, Fachgebiet für Un­ternehmensfinanzierung, Hochschulstraße 1, 64289 Darmstadt.

native energy firms in Germany between 2008 and 2012. Our results show that besides the well-known influence of ratings, other factors may significantly influence bond spreads. As the size of the issue and the denomination increases, the yield spread decreases. Thus apparently, large issue sizes directed towards institutional investors are capable to benefit from favorable bond issues in the past. In addition, the economic climate and risk-free rate exhibit a significantly negative coefficient, indicating that positive economic climates as well as a high risk-free rate lead to lower issuance spreads. Thus, the currently prevailing low interest rate in conjunction with moderate economic growth results in increased spreads and therefore hampers bond placements. Enforcement measures by the BMU and BMWi could further exacerbate this unfavorable situation.

Keywords: Bond Interest Rates

JEL Classification: G12

I. Einleitung

„Die Bundesregierung hat am 28. September 2010 ein ambitioniertes Energiekonzept beschlossen, das europa- und weltweit seinesgleichen sucht“, erklärt das Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit auf seiner Homepage.¹ Bis 2020 soll der Anteil erneuerbarer Energien an der Stromversorgung von aktuell 17 auf 35 Prozent gesteigert werden. Für 2050 sind 80 Prozent das erklärte Ziel.

Nach der Reaktorkatastrophe von Fukushima hat die Bundesregierung ihre Einstellung gegenüber dem Atomstrom grundsätzlich geändert. Sieben Atommeiler wurden bereits vom Netz genommen, der letzte soll spätestens Ende des Jahres 2022 folgen. Je weniger man diesen Ausfall mit Kohlestrom kompensieren möchte, desto wichtiger werden Windkraft, Solarenergie und andere regenerative Quellen. Zur Finanzierung entsprechender Projekte werden Bankkredite vollumfänglich nicht zur Verfügung stehen. So wurde die Kreditvergabe von Banken durch eine gezielte Umstrukturierung des geforderten Eigenkapitals deutlich erschwert. Risikotragende Positionen müssen in Zukunft stärker durch Eigenkapital hinterlegt werden. Um den Kapitalbedarf zu decken, sind alternative Finanzierungsformen daher immer weiter in den Mittelpunkt gerückt.

In diesem Zusammenhang hat im Bereich der erneuerbaren Energien die Unternehmensanleihe in den letzten Jahren an Bedeutung gewonnen. Allein in den vergangenen drei Jahren wurden in Deutschland über 40 Anleihen von Unternehmen der Solar-, Wind- oder Biomassebranche

¹ *BMU* (2011).

begeben. Doch diese Form der Mittelaufnahme ist mit neuen Herausforderungen verbunden, denn nun muss eine Vielzahl von Investoren überzeugt werden, Kapital zu attraktiven Konditionen bereitzustellen. Dies wird durch aktuelle Entwicklungen, wie die durch das BMU und BMWi angekündigten Maßnahmen zur Sicherung des Strompreises², welche die Wirtschaftlichkeit von Neuanlagen unsicherer machen, zusätzlich erschwert. Die folgende Analyse präsentiert aktuelle empirische Evidenz, die es erlaubt, eine bessere Vorstellung der von den potentiellen Investoren geforderten Risikoprämie zum Emissionszeitpunkt zu erhalten. Diese Erkenntnis kann auch politischen Entscheidungsträgern helfen, die Notwendigkeit weiterer struktureller Unterstützung für diesen Sektor abzuschätzen. Dadurch werden Unsicherheiten bei den auftretenden Fremdkapitalkosten verringert. So schwankt etwa die Emissionsprämie für Anleihen der BBB-Klassifizierung³ zwischen 4,05 % und 7,59 %, obwohl die Laufzeit mit 5 bis 6 Jahren fast konstant ist. Dies macht deutlich, dass weitere bedeutende Faktoren existieren müssen, die die Emissionsprämie zusätzlich nachhaltig beeinflussen.

Für die Emittenten gilt, dass insbesondere große Volumina und hohe Stückelungen den von potentiellen Investoren geforderten Zinsaufschlag verringern. Hier ist grundsätzlich Größe von Vorteil. Für die Politik dürfte von entscheidender Bedeutung sein, dass die Kosten einer Emission zu einem erheblichen Anteil von der wirtschaftlichen Lage abhängen. Insbesondere das den Gegenmaßnahmen zur Eurokrise geschuldete derzeitige Niedrigzinsniveau sowie das vergleichsweise niedrige Wirtschaftswachstum erschweren die Fremdkapitalaufnahme für Anleiheemittenten. Daher sollten aktuell diskutierte Anpassungen, wie etwa die durch BMU und BMWi angestoßene „Strompreisbremse“, mit Bedacht geplant werden da diese möglicherweise das Finanzierungs- und Insolvenzrisiko der für den Ausbau der erneuerbaren Energien notwendigen Unternehmen steigen lassen und somit die Ziele der Energiewende negativ beeinträchtigen können.

Dabei ist die Studie wie folgt aufgebaut: Das Kapitel II befasst sich mit vorangegangenen Untersuchungen zu verwandten Themen. In Kapitel III werden die Methodik und der Datensatz erläutert. Die Ergebnisse werden in Kapitel IV vorgestellt und interpretiert. Die Arbeit schließt mit einer Zusammenfassung in Kapitel V.

² BMU (2013a).

³ Beinhaltet BBB+, BBB und BBB- geratete Anleihen.

II. Literaturüberblick

In der Vergangenheit fand die Risikoprämie von Unternehmensanleihen zu unterschiedlichen Fragestellungen ihren Weg in empirische Studien. Ein Fokus auf Anleihen von Unternehmen aus dem Bereich der alternativen Energien fehlt trotz der derzeitigen Relevanz allerdings gänzlich. In einer der ältesten Studien untersucht *Fisher* (1959) den Einfluss unternehmensspezifischer, finanzieller Kennzahlen auf die Risikoprämie. Er kann etwa 75 % des Risikoaufschlags durch Ertragsschwankungen, die Zeitspanne seit der das Unternehmen all seine Verbindlichkeiten bedienen konnte, den Verschuldungsgrad und die Anzahl ausstehender Anleihen erklären. Dabei bleibt der Einfluss dieser Variablen über die Zeit konstant. *Lamy/Thompson* (1988) stellen bei ihrem Vergleich zwischen absoluten und relativen Renditemodellen einen signifikanten Einfluss des Ratings und des Emissionsvolumens auf den Yield Spread zum Zeitpunkt der Emission fest. Dabei bestätigt sich das erwartete Muster: schlechtere Ratings sind mit höheren Aufschlägen verbunden, während größere Volumina diese sinken lassen. Darüber hinaus erhöhen eine steigende Zinsvolatilität, ein Sinking Fund und eine länger andauernde Call Option des Emittenten den Yield Spread. *Blackwell/Kidwell* (1988) untersuchen die Kostenunterschiede zwischen öffentlich und privat platzierten Anleihen von öffentlichen Versorgungsunternehmen. Dabei stellen auch sie eine Zunahme des Yield Spreads durch erhöhtes Ausfallrisiko fest. Ebenfalls positiv wirken die durchschnittliche Rendite 10-jähriger und länger laufender US-amerikanischer Staatsanleihen, der Zinsunterschied zwischen dem Fremdkapital öffentlicher Versorger und langfristiger US-Staatsanleihen sowie die Laufzeit der Schuldverschreibung. Einen erneut negativen Einfluss zeigt der Sinking Fund, während das Emissionsvolumen statistisch insignifikant ausfällt.

Elton et al. (2001) analysieren ebenfalls den Renditeunterschied zwischen Unternehmens- und Staatsanleihen und stellen fest, dass dieser fast vollständig durch drei Einflussfaktoren erklärt werden kann: der Verlust bei Zahlungsausfall, Unterschiede in der Besteuerung zwischen Staats- und Unternehmensanleihen und eine Risikoprämie, die auf das systematische Risiko zurückzuführen ist. Dabei zeigt sich, dass die Unterschiede der von den Investoren geforderten Renditeaufschläge bei unterschiedlichen Ratings nur zu einem kleinen Teil auf die erwarteten Verluste bei Zahlungsausfall zurückgeführt werden können. Stärker ist dagegen der Einfluss durch Unterschiede in der Besteuerung. Der ver-

bliebene und größte Anteil kann durch Faktoren des systematischen Risikos erklärt werden. *Collin-Dufresne et al.* (2001) analysieren die Einflussfaktoren auf die Anpassung von Credit Spreads im Zeitablauf. Dabei stellen sie fest, dass Faktoren, die das Ausfallrisiko beschreiben, nur etwa 25 % der Anpassungen erklären und stark korrelieren. Desweiteren scheinen gesamtwirtschaftliche Faktoren, wie Zinsänderungen, Anpassungen des Geschäftsklimas, der Volatilität etc. Änderungen des Credit Spreads stärker zu beeinflussen als firmenspezifische Merkmale. Außerdem werden Credit Spread-Anpassungen von Faktoren beeinflusst, die in keinem Zusammenhang mit Aktien- oder Anleihemärkten stehen. Schlussendlich ziehen *Collin-Dufresne et al.* (2001) daraus den Schluss, dass ihre Ergebnisse eine Schwäche in den bis dahin geltenden theoretischen Modellen zur Messung der Ausfallwahrscheinlichkeit aufzeigen.

Den europäischen Kapitalmarkt untersuchen *Heidorn/Kantwill* (2004). Sie legen besonderen Wert auf die Art der Anleihe und stellen fest, dass für Floater ein per se höherer Risikoaufschlag gezahlt wird. Sie begründen dies durch den größeren Einfluss einer Zinsänderung. Des Weiteren wird ein negativer Zusammenhang zwischen dem Credit Spread und dem Emissionsvolumen festgestellt. *Heidorn/Kantwill* (2004) erklären dies durch die mit steigendem Emissionsvolumen sinkende Liquiditätsprämie. Sie weisen außerdem einen starken Einfluss des Ratings für Anleihen von AAA bis BBB+ nach. Bei ihrer Analyse möglicher Faktoren, die neben dem von Moody's und Standard & Poor's definierten Rating den Preis einer Anleihe beeinflussen, finden *Elton et al.* (2004) weitere Anleihen-Charakteristika die Einflussnahme ausüben. Dabei handelt es sich insbesondere um eine mit der Laufzeit kombinierte detailliertere Ratingeinteilung (durch + und -) innerhalb der einzelnen Klassifizierungen, Ratingunterschiede zwischen den Agenturen Moody's und S&P's, Abweichungen zwischen Anleihe- und Unternehmensrating, der Kuponverzinsung und dem Alter der Anleihe. Daraus schließen *Elton et al.* (2001), dass eine Integration dieser Merkmale in Bewertungsmodelle einen möglicherweise auftretenden Preisfehler verringert. *Gabbi/Sironi* (2005) betrachten Yield Spreads von Eurobonds, begeben von großen Unternehmen der G-10. Dabei wird, wie auch im Rahmen dieser Arbeit, der Zinsaufschlag bei Emission der Anleihe untersucht. Auch hier zeigt sich eine eindeutige Beeinflussung durch das Anleiherating: Der Zinsaufschlag steigt mit schlechter werdenden Ratings. Außerdem sind die Ratingvariablen für den überwiegenden Teil des korrigierten Bestimmtheitsmaßes verantwortlich. Mit steigender Laufzeit nimmt der Yield Spread

ebenfalls zu, während das Emissionsvolumen hier keinen signifikanten Einfluss zeigt.

Keine Unternehmensanleihen, sondern von Staaten begebene Eurobonds analysiert *Amira* (2004). Auch er wählt u.a. den Zeitpunkt der Emission und stellt fest, dass es sich beim Emissionsvolumen, der Laufzeit, der Provision, dem Rating und der Anzahl der an der Emission beteiligten Konsortialbanken (Lead Manager, Joint-Lead Manager, ...) um signifikante Faktoren handelt, die den Yield Spread erklären. Allerdings ist der Koeffizient des Emissionsvolumens für „Low-quality Issues“ (höchstens BBB) positiv, während er für „High-quality Issues“ (mindestens BBB+) negativ ausfällt. Genauso führen steigende Provisionen für die Konsortialbanken zu höheren Zinsaufschlägen, während dieser mit der Anzahl der beteiligten Konsortialbanken sinkt. Offensichtlich wird eine Emission unter Beteiligung mehrerer Konsortialbanken als mit höherer Wahrscheinlichkeit erfolgreich angesehen. *Klock et al.* (2005) untersuchen für US-Unternehmen den Zusammenhang zwischen Fremdkapitalkosten und Schutzmaßnahmen gegen Übernahmen. Dabei stellen sie fest, dass stärkere Schutzmaßnahmen mit geringeren Fremdkapitalkosten verbunden sind, und umgekehrt. Zusätzlich bestätigen *Klock et al.* (2005) sinkende Fremdkapitalkosten bei größeren Unternehmen, geringerer Fremdkapitalquote, höherem „Return on Assets“, höherem Anteil institutioneller Investoren und besserem Rating.

Eine auf Deutschland beschränkte Analyse der Determinanten des Credit Spreads kommt von *Rottmann/Seitz* (2008). Sie bestätigen ebenfalls steigende Spreads bei verschlechtertem Anleiherrating. Darüber hinaus lassen längere Restlaufzeiten ebenso wie ein gestiegenes risikoloses Zinsniveau und höhere Volatilitäten den Aufschlag steigen. Nicht den Credit Spread sondern den Underwriting Spread bei Neuemissionen von DM-Festzinsanleihen internationaler Emittenten untersucht *Heinke* (2006). Dieser steigt mit längerer Restlaufzeit, niedrigerem Rating und höherem Emissionspreis. Eine hohe Anzahl ausstehender Anleihen, mehrere Lead Manager und höhere Emissionsvolumina lassen hingegen den Underwriting Spread niedriger ausfallen. Für Deutschland kann *Heinke* (2006) einen systematischen Kostenvorteil feststellen. *Kiefer/Schorn* (2009) betrachten die Auswirkungen der IFRS-Umstellung auf den Credit Spread von Unternehmensanleihen in Deutschland, Österreich und der Schweiz und beobachten eine um etwa 40 % sinkende Risikoprämien im ersten und zweiten Jahr nach einer freiwilligen IFRS-Umstellung. Die Einführung internationaler Rechnungslegungsstandards schafft offen-

sichtlich einen erheblichen Vertrauenszuwachs auf Anlegerseite und ist somit ein Mittel, die Fremdkapitalkosten zu reduzieren.

Betrachtet man die Ergebnisse der bisherigen Untersuchungen, lässt sich eine Gemeinsamkeit feststellen: Sobald die Einflussnahme eines Ratings auf den Renditeaufschlag berücksichtigt wird, zeigt sich erwartungsgemäß, dass schlechtere Ratings mit höheren Aufschlägen verbunden sind. Aus diesem Grund wird im Rahmen der folgenden Analyse erneut für einen solchen Zusammenhang kontrolliert. Der eigentliche Kernpunkt der Untersuchung besteht allerdings darin, weitere Einflussfaktoren zu ermitteln, um so die tatsächlichen Fremdkapitalkosten der analysierten Unternehmen abschätzen zu können. Gerade hier zeigen sich einige unterschiedliche Schlussfolgerungen der vorgestellten Studien. Ziel ist es hier, durch eine statistische Validierung der Faktoren in ihrer Einflussnahme auf die Preisbildung im Primärmarkt Profiteure und Verlierer der Anleiheemission zu bestimmen. Die untersuchten Erklärungsfaktoren orientieren sich dabei an den im Literaturüberblick vorgestellten Studien. Alleinstellungsmerkmal dieser Studie ist der Branchen/Geographie-Focus. Wie bereits eingangs dargelegt, ist der politische Wille zum Ausbau alternativer Energiequellen in Deutschland äußerst ausgeprägt und weltweit beispielgebend. Um hier weiterhin erfolgreich zu sein ist es unbedingt notwendig, Marktunsicherheiten abzubauen und Finanzierungskosten für potentielle Unternehmen besser kalkulierbar zu machen. Dazu möchte diese Studie einen Beitrag leisten. Sich auf bisherige empirische Erkenntnisse zu verlassen, könnte sich als Fehleinschätzung herausstellen, da es sich hier um ein spezielles Umfeld handelt.

III. Datenbasis und Methodik

1. Datenbasis

Bei den untersuchten Unternehmensanleihen handelt es sich um zwischen Juli 2008 und September 2012 von deutschen Unternehmen emittierte Anleihen aus dem Bereich der alternativen Energien (Abbildung 1 im Anhang). Diese wurden per Internetrecherche händisch zusammengestellt. Zurückgegriffen wurde dabei auf entsprechend ausgerichtete Portale wie das der Umweltbank, BondGuide, AnleihenFinder und GeVestor Ihr Finanzportal.⁴ Darüber hinaus veröffentlichte ein vom Internetportal

⁴ Zusätzlich wurde die Datenbank Thomson One Banker herangezogen.

www.fixed-income.org herausgegebenes Magazin ein Special zu Green Bonds.⁵ Um zusätzliche Informationen und Dokumente wie etwa den Wertpapierprospekt zu erhalten, wurde auf die Homepages der betroffenen Unternehmen zurückgegriffen. Insgesamt enthält der Datensatz 47 Anleihen von 32 Unternehmen. Von diesen besitzen drei Anleihen ein Wandlungsrecht, bei vier handelt es sich um Stufenzinsanleihen und bei den übrigen um Festzinsanleihen. Unterschieden werden kann zwischen den drei Branchen Photovoltaik (22 Anleihen), Windenergie (17 Anleihen) und Biomasse (8 Anleihen).

2. Methodik

Das Ziel der folgenden Analyse ist es, mit Hilfe einer linearen Regression die statistische und ökonomische Signifikanz von Faktoren zu beurteilen, die einen Einfluss auf die Emissionsprämie der hier betrachteten Unternehmensanleihen haben könnten. Um eine Verzerrung der Ergebnisse durch Multikollinearität zu vermeiden, wird in einem ersten Schritt eine entsprechende Analyse durchgeführt. Dafür werden sowohl eine Korrelationsmatrix der Regressoren, Variance Inflation Factors (VIFs), als auch Condition Indexes (CIs) nach *Belsley et al. (2004)* bestimmt. Heteroskedastizität kann durch Anwendung der heteroskedastizität-konsistenten Standardfehler nach *White (1980)* bzw. *MacKinnon/White (1985)* ausgeschlossen werden. Darüber hinaus wird mittels Interaktionstermen auf mögliche zufällige Effekte (random effects) getestet. Mithilfe von *t*-tests werden die Koeffizienten auf Ihre Signifikanz hin untersucht. Das zugrunde liegende Regressionsmodell lautet:

$$\begin{aligned}
 \text{PRÄMIE}_i = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{WANDEL}_i + \beta_2 \cdot \text{STUFEN}_i + \beta_3 \cdot \text{WIND}_i + \\
 & \beta_4 \cdot \text{SOLAR}_i + \beta_5 \cdot \text{RATING}_i + \beta_6 \cdot \text{KONTROLL}_i + \beta_7 \cdot \\
 & \text{NEGATIV}_i + \beta_8 \cdot \text{LN_LZ}_i + \beta_9 \cdot \text{LN_VOL}_i + \beta_{10} \cdot \\
 (1) \quad & \text{LN_STÜCK}_i + \beta_{11} \cdot \text{LN_ALTER}_i + \beta_{12} \cdot \text{EK_QUOTE}_i + \\
 & \beta_{13} \cdot \text{ZEIT}_i + \beta_{14} \cdot \text{VOLA}_i + \beta_{15} \cdot \text{R_ZINS}_i + \beta_{16} \cdot \text{IFRS}_i + \\
 & \beta_{17} \cdot \text{BIP}_i + \beta_{18} \cdot \text{FOLGE}_i + \beta_{19} \cdot \text{GRÖSSE}_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}$$

Die Emissionsprämie (PRÄMIE_i) berechnet sich aus der Differenz zwischen Effektivverzinsung („Yield to Maturity“) der Anleihe zum Zeitpunkt der Emission und der Rendite laufzeitkongruenter Bundeswertpa-

⁵ *BondMagazine* (2011).

piere des entsprechenden Monats. Entsprechend zu *Gabbi/Sironi* (2005) wurde die Analyse von Zinsaufschlägen im Sekundärmarkt vermieden, da relativ kleine Emissionsvolumina grundsätzlich eine geringe Sekundärmarktliquidität aufweisen. Zusätzlich hat dieses Vorgehen den Vorteil, dass so tatsächliche Transaktionspreise statt auf Matrix- oder Dealer Quotes basierende Schätzungen verwendet werden. Diese stellen nach *Gabbi/Sironi* (2005) eine genauere Messgröße für die tatsächlichen Fremdkapitalkosten dar.

Als erste mögliche Einflussgröße auf die Fremdkapitalkosten wird die Art der Anleihe, eingeteilt in die Kategorien Wandelanleihe, Stufenzinsanleihe oder Festzinsanleihe, in der Regression berücksichtigt. Sie werden durch zwei Dummy-Variablen in der Regression erfasst. $WANDEL_i$ ($STUFEN_i$) nimmt den Wert 1 an, sobald es sich um eine Wandelanleihe (Stufenzinsanleihe) handelt. Ansonsten ist die Variable 0. Die Größe Branche wird ebenfalls über Dummy-Variablen erfasst ($WIND_i$ und $SOLAR_i$), welche die Ausprägungen Wind oder Solar haben. Das Haupttätigkeitsgebiet des Unternehmens wurde hier zur Klassifizierung herangezogen. Möglicherweise vermuten potentielle Investoren unterschiedliche Risiken in den jeweiligen Branchen, beispielsweise ausgelöst durch gehäufte Insolvenzen in der deutschen Solarbranche.

Das Rating ($RATING_i$) hat, wie bereits erläutert, die Aufgabe, einem potentiellen Gläubiger die Entscheidung für oder gegen eine Investition zu erleichtern, indem es das damit verbundene Risiko bewertet. Ratings werden demnach als Proxy für das Ausfallrisiko hinzugefügt.⁶ Da schlechtere Ratings für eine höhere Wahrscheinlichkeit eines (Teil-)Zahlungsausfalls stehen, sollten von den Investoren höhere Risikoaufschläge verlangt werden. Dieser Zusammenhang wird von vorangegangenen Studien bestätigt.⁷ Für die Analyse werden den Ratings Ränge nach dem Vorbild bereits vorhandener Studien zugewiesen.⁸ Tabelle 3 im Anhang veranschaulicht dies für die Ratingskala der in unserem Datensatz vorliegenden Ratingagenturen. Größtenteils haben die Emittenten auf ein eigenständiges Anleiherating verzichtet. In diesen Fällen findet das Unternehmensrating Anwendung, da wir davon ausgehen, dass sich potentielle Investoren dann daran orientieren. Besitzt ein Unternehmen kein Rating, so wird der Rang gleich Null gesetzt. Letztendlich soll hier nur

⁶ *Lamy/Thompson* (1988).

⁷ *Lamy/Thompson* (1988); *Amira* (2004); *Heidorn/Kantwill* (2004); *Gabbi/Sironi* (2005); *Rottmann/Seitz* (2008).

⁸ *Horrigan* (1966); *Iman/Conover* (1979); *Amira* (2004); *Gabbi/Sironi* (2005).

für den schon hinlänglich belegten Zusammenhang zwischen Risikoklassifizierung und Zinsprämie kontrolliert werden. Kern der Analyse bildet der Einfluss weiterer Faktoren.

Weitere, durch Dummy-Variablen analysierte anleihespezifische Eigenschaften sind die Kontrollwechselklausel (KONTROLL_i) und die Negativklärung (NEGATIV_i). Bei den beiden Faktoren handelt es sich um Covenants. Wird dem Gläubiger in den Anleihebedingungen ein Kündigungsrecht bei einem Kontrollwechsel eingeräumt, so senkt diese zusätzliche Vereinbarung sein Risiko. Passend stellen *Billett et al.* (2010) im Rahmen ihrer Untersuchung von Leveraged Buyouts (LBOs) eine positive abnormale Rendite für Anleihegläubiger fest, die durch eine Kontrollwechselklausel geschützt sind. Auch die Negativklausel, die die Besicherung späterer Anleihen zum Nachteil des Gläubigers verbietet, erhöht die Sicherheit des Investors und könnte ihn dazu bewegen, die Anleihe auch bei geringerer Risikoprämie zu erwerben.

Als weiterer Regressor geht die logarithmierte Laufzeit in die Analyse ein (LN_LZ_i). Es ist allgemein bekannt, dass Investoren mit zunehmender Laufzeit eine höhere Rendite verlangen, auch als Kompensation für die längere Kapitalbindung. Allerdings ist dies ebenfalls bei Bundeswertpapieren der Fall. Daher wird dafür kontrolliert, ob die geforderte Risikoprämie gegenüber einer sicheren Anlage von der Laufzeit abhängig ist, welches auf unterschiedliche Steigungen der Zinsstrukturkurve hinweisen würde. Zu diesem Ergebnis kommen *Gabbi/Sironi* (2005).

Desweiteren wird untersucht, ob das angepeilte Emissionsvolumen der Anleihe einen Einfluss auf den Regressanden hat (LN_VOL_i). Einerseits könnte das Platzieren großer Emissionsvolumina mit der Schwierigkeit verbunden sein, auch mehr Investoren ansprechen zu müssen. Um hier einen zusätzlichen Anreiz zu schaffen, könnten Unternehmen dazu übergehen eine höhere Verzinsung anzubieten. Zu diesem Ergebnis kommt *Amira* (2004) und deutet dies als Bestätigung der „market congestion hypothesis“. Andererseits sind größere Volumina meist mit größeren Unternehmen verbunden, welche prinzipiell die Reputation einer weniger risikanten Anlage haben. Außerdem wird das Emissionsvolumen als ein Maßstab für das Liquiditätsrisiko gesehen. Mit einem größeren Volumen wird die Wahrscheinlichkeit steigen, dass die Anleihe regelmäßig gehandelt wird und eine eventuelle Liquiditätsprämie geringer ausfällt („liquidity premium hypothesis“).⁹

⁹ *Lamy/Thompson* (1988).

Auch die Stückelung ($LN_STÜCK_i$) unterscheidet sich mitunter erheblich. Eine höhere Mindestzeichnungssumme wird vor allem private Anleger abschrecken. Diese sollen besonders im Zusammenhang mit dem als riskanter geltenden Mittelstandsegment angesprochen werden. So könnten geringere Stückelungen für ein höheres Risiko stehen. In die Regression geht der natürliche Logarithmus der Stückelung ein. Außerdem wird das logarithmierte Alter des Unternehmens zum Emissionszeitpunkt in Jahren plus 1 (LN_ALTER_i) ebenso wie die Eigenkapitalquote (EK_QUOTE_i) berücksichtigt. Die dahinter stehende Vermutung ist, dass junge Unternehmen, die sich eventuell noch nicht vollständig im Markt etabliert haben, höhere Prämien aufgrund des Markteintrittsrisikos zahlen müssen. Eigenkapitalquote beschreibt das Verhältnis des Eigenkapitals zur Bilanzsumme. Laut der Creditreform AG illustrieren „wichtige Bilanzkennziffern wie die Eigenkapitalquote [...] die Belastungsfähigkeit der Unternehmen“¹⁰ und können somit möglicherweise Aufschluss über das Risiko geben. Auf der anderen Seite sollte sich eine schlechte Eigenkapitalquote im Rating niederschlagen und daher keinen zusätzlichen Einfluss auf die Emissionsprämie ausüben. Auf diese Weise interpretieren *Rottmann/Seitz* (2008) den in ihrem Regressionsmodell auftretenden insignifikanten Verschuldungsgrad. Quelle für die Bestimmung der Eigenkapitalquote ist der aktuellste Abschluss im Wertpapierprospekt, der sich auf ein vollständiges Geschäftsjahr bezieht. Da einige Emittenten einen solchen nicht aufweisen, geht in diesen Fällen der Wert 0 in die Analyse ein.

Die Variable $ZEIT_i$ beschreibt den Zeitpunkt der Emission als Zahl wie folgt: JJ,MM (Also 10,05 für Mai 2010). Auf diese Weise können mögliche Anpassungseffekte der Emissionsprämie über den Verlauf der Zeit analysiert werden. $VOLA_i$ steht für die historische Volatilität und beschreibt die Standardabweichung der Effektivverzinsung 10-jähriger deutscher Bundeswertpapiere der drei Vormonate. *Lamy/Thompson* (1988) argumentieren, dass in Zeiten gestiegener Zinsvolatilitäten die Investorenachfrage nach Bundeswertpapieren ebenfalls zunehmen müsste, wodurch es zu einer Zunahme der Emissionsprämie kommen sollte. Dagegen erklären *Boss/Scheicher* (2002), dass die Vorhersage eines steigenden oder fallenden Credit Spreads bei Zunahme der Zinsvolatilität nicht möglich ist. So finden etwa *Longstaff/Schwartz* (1995), dass eine Zunahme der Standardabweichung der Effektivverzinsung 30-jähriger US-amerikanischer Staatsanleihen mit einer Abnahme des Credit Spreads

¹⁰ *Creditreform* (2010).

verbunden ist. In Anlehnung an *Rottmann/Seitz* (2008) geht ebenfalls ein risikoloser Zins in die Regressionsanalyse ein (R_ZINS_i). Dafür verwenden wir ebenfalls die Zinskurse des letzten Handelstages im jeweiligen Emissionsmonat für AAA-geratete Staatspapiere aus dem Euroraum. In ihrer Analyse stellen *Rottmann/Seitz* (2008) fest, dass höhere risikolose Zinsen den Credit Spread ebenfalls steigen lassen, was allerdings im Widerspruch zum Merton-Modell¹¹ steht. Für den US-amerikanischen Raum wird dagegen häufig eine negative Korrelation zwischen der Zinsspanne und der Höhe des risikolosen Zinses festgestellt.¹²

Die Variable $IFRS_i$ nimmt den Wert 1 an, falls der Emittent den Geschäftsbericht nach internationalen Rechnungslegungsstandards erstellt hat. Auf diese Weise soll eine mögliche Einflussnahme unterschiedlicher Bilanzierungsstandards auf die Risikoprämie untersucht werden. So stellen etwa *Kiefer/Schorn* (2009) für den deutschsprachigen Raum im Zusammenhang mit einer freiwilligen IFRS-Umstellung sinkende Fremdkapitalkosten in Folgejahren fest. Die Variable BIP_i bezeichnet das quartalsweise reale Wachstum des Bruttoinlandsprodukts. Auf diese Weise kann für einen eventuell vorliegenden makroökonomischen Einfluss durch die während der Emission herrschende Konjunkturlage kontrolliert werden.¹³ So stellen etwa *Koopman/Lucas* (2005) als auch *Tang/Yan* (2010) eine negative Beziehung zwischen der Höhe der Zinsspanne und dem realen BIP-Wachstum für verschiedene Konjunkturzyklen fest. Mit schwächer werdender Konjunktur steigt das Kreditrisiko und somit auch die von den Investoren geforderte Zinsspanne.

Heinke (2006) argumentiert, dass bereits erfolgreiche Anleiheemissionen als Reputation für zukünftige Emissionen wirken, was sinkende Zinsaufschläge zur Folge hat.¹⁴ Die Distribution folgender Emissionen durch Investmentbanken soll durch eine größere Anzahl erfolgreicher Emissionen erheblich erleichtert werden. Aufbauend auf dieser Rechtfertigung ist der Regressor $FOLGE_i$ Teil der Analyse, welcher den Wert 1 annimmt, falls es sich um eine Folgeemission handelt. Sollte der erwartete Zusammenhang auch für Emissionsprämien gelten, sollten Folgeemissionen die Zinsspanne schrumpfen lassen. Bei der letzten Variable $GRÖSSE_i$ handelt es sich um

¹¹ Im Merton Model steht der risikolose Zins für das erwartete Wachstum des Unternehmens. Entsprechend sollte ein hohes risikoloses Zinsniveau für geringere Zinsaufschläge sorgen.

¹² *Longstaff/Schwartz* (1995); *Duffee* (1998); *Collin-Dufresne et al.* (2001).

¹³ Die Autoren danken einem anonymen Gutachter für diesen Hinweis.

¹⁴ So etwa für Underwriter spreads bei IPOs durch *James* (1992) festgestellt.

den natürlichen Logarithmus der Bilanzsumme des Emittenten. Möglicherweise fallen Emissionsprämien unterschiedlich für verschiedene Unternehmensgrößen aus. Zu erwarten wäre ein negativer Zusammenhang von Firmengröße und Zinsspanne, da größere Unternehmen grundsätzlich von Skaleneffekten und einer höheren Beständigkeit profitieren.¹⁵

Tabelle 1 erläutert deskriptive Statistiken aller nicht nominal-skalierten Variablen der Gesamtstichprobe. Dies beinhaltet das arithmetische Mittel, den Median, die Standardabweichung, den Maximal- und den Minimalwert der Variablen Emissionsprämie, Rating (nur Emittenten bzw. Emissionen mit Rating), Laufzeit, Emissionsvolumen, Stückelung, Alter, Eigenkapitalquote (nur Emittenten mit vollständigem Abschluss), Zeit, Volatilität, risikoloser Zins, reales BIP-Wachstum und Bilanzsumme.

Tabelle 1
Verteilung der Merkmale

	Mittelwert	Median	Standardabweichung	Max	Min
Emissionsprämie [%]	4,65	4,69	1,41	7,59	0,56
Rating	10	9	2,62	17	5
Laufzeit [Jahre]	6,17	5	2,68	20	4
Emissionsvolumen [Mio. €]	56,41	30	73,71	400	2,5
Stückelung [€]	3.482,98	1.000	14.459,54	100.000	100
Alter [Jahre+1]	9	9	5,13	27	1
Eigenkapitalquote [%]	31,83	33,97	18,99	75,30	0,06
Zeit [JJ,MM]	10,72	11,02	0,90	12,09	8,07
Volatilität [%]	0,16	0,15	0,06	0,28	0,08
Risikoloser Zins [%]	2,36	2,35	0,72	4,31	1,71
BIP-Wachstum [%]	0,57	0,6	0,84	2,21	-4,08
Bilanzsumme [Mio. €]	299,72	95,17	629,96	2.835,1	0,025 ¹⁶

Arithmetisches Mittel, Median, Standardabweichung, Minimal- und Maximalausprägung aller nicht nominal-skalierten Variablen der Regression.

¹⁵ Klock et al. (2005).

¹⁶ Der auffällig kleine Wert von 25.000 € ist der Eröffnungsbilanz der EXER D GmbH geschuldet.

Im Durchschnitt beträgt der Zinsaufschlag auf Unternehmensanleihen aus dem Bereich erneuerbare Energien 465 Basispunkte gegenüber deutschen Bundeswertpapieren und ist damit deutlich höher als der durchschnittliche Credit Spread in der Studie von *Rottmann/Seitz* (2008) mit einem Mittelwert von knapp unter 90 Basispunkten. Das durchschnittliche Rating ist BBB bzw. BBB⁻¹⁷, liegt also an der Grenze von „Investment Grade„ zu „Speculative Grade“. Dies wiederum stellt die Untergrenze für den Datensatz von *Rottmann/Seitz* (2008) dar. Darüber hinaus verzichtet fast die Hälfte der Unternehmen auf ein entsprechendes Rating.¹⁸ Nicht überraschend machen Zinsspanne und Rating deutlich, dass es sich bei Emittenten aus der Branche der alternativen Energien um risikoreichere Investments handelt als bei den durch *Rottmann/Seitz* (2008) analysierten DAX-Unternehmen. Die Laufzeit beträgt meist 5 Jahre, während das Emissionsvolumen zwischen 2,5 Mio. und 400 Mio. Euro sehr stark streut. Während sich die durchschnittliche Restlaufzeit mit der von *Rottmann/Seitz* (2008) deckt, handelt es sich im Vergleich zu anderen Datensätzen¹⁹ eher um kleinere Volumina. Das Alter der betrachteten Unternehmen liegt im Mittel bei etwa 9 Jahren, mit einer mittleren Eigenkapitalquote von knapp über 30 %. Die historische Volatilität schwankt zwischen 0,08 % und 0,28 %, während der risikolose Zins im Mittel bei etwa 2,4 % liegt. Eine große Bandbreite zeigt sich auch bei der Größe der Emittenten. Die Bilanzsumme schwankt zwischen 2,8 Mrd. € und 25.000 €. So lassen Emissionsvolumen und Bilanzsumme darauf schließen, dass ein Teil der Unternehmen den kleinen und mittleren Betrieben zuzuordnen ist. Insgesamt kann man festhalten, dass der Datensatz durch einige Besonderheiten geprägt ist, welcher ihn von anderen Studien unterscheidet. Wir befinden uns in einem risikoreicheren Branchensegment, welches zu großen Teilen aus relativ jungen, kleinen und mittleren nicht börsennotierten Unternehmen besteht.

Um einer eventuellen Beeinflussung der Ergebnisse durch Ausreißer vorzubeugen und so robuste Schlussfolgerungen ziehen zu können, wird die Regression ebenfalls mit den Rängen der Variablen berechnet.²⁰ Während Dummy-Variablen ihre Werte beibehalten, werden alle anderen, d. h. sowohl der Regressand als auch die übrigen Regressoren, durch Ihre Ränge ersetzt. Gleiche Ausprägungen erhalten Mittelwerte. Studien mit

¹⁷ Hierbei wurden nur Emittenten mit Rating betrachtet.

¹⁸ 23 Emissionen besitzen kein Anleihen- oder Emittentenrating.

¹⁹ *Heinke* (2006).

²⁰ *Iman/Conover* (1979); *Cheng et al.* (1992); *El-Gazzar et al.* (1999).

umfangreicheren Datensätzen schließen Sonderformen von Anleihen (z.B. Wandelanleihen und Stufenzinsanleihen) meist aus²¹, da dies Eigenschaften sind, die die Preisbestimmung ungewollt beeinflussen können. Um den hier verwendeten Datensatz nicht übermäßig zu verkleinern, aber dennoch eine mögliche Einflussnahme ausschließen zu können, wird jede Regression mit einem auf Festzinsanleihen ohne Wandlungsrecht beschränkten Datensatz wiederholt.

IV. Ergebnisse

Ein Blick auf die Korrelationsmatrix (Tabelle 4 im Anhang) deutet auf Kollinearität der Variable $LN_GRÖSSE_i$ hin. Zwar ist keiner der Korrelationskoeffizienten größer als 0,7, dennoch befinden sich 4 der 6 Koeffizienten über 0,5 in der entsprechenden Spalte. Die VIFs der Regressionskoeffizienten liegen überwiegend unter der in vielen anderen Studien üblichen Grenze von 5 bzw. 10.²² Allerdings bestätigt ein VIF von 15 für die Variable $LN_GRÖSSE_i$ die mögliche Beeinflussung der Ergebnisse durch Multikollinearität. Da allerdings beide Methoden einige Defizite aufweisen die zu Fehlspezifikationen führen können²³, wird zusätzlich der 7-Punkte Plan nach *Belsley et al. (2004)* zur Aufdeckung von Multikollinearität verfolgt.

Im Anhang (Tabelle 5) sind die Variance-Decomposition Proportions (VDPs) und die Condition Indexes (CIs) aufgelistet. Die CIs drücken die Anzahl und relative Stärke der gegenseitigen Abhängigkeit aus. Schwache Abhängigkeit liegt ab einem Wert von 10 vor, wohingegen ab 30 bis 100 von einem mäßigen bis starken Zusammenhang gesprochen werden kann. Bei Werten über 100 liegt eine strenge Einflussnahme auf eine der erklärenden Variablen vor.²⁴ Durch Aufstellen der VDP-Matrix können die Variablen identifiziert werden, die durch die gegenseitige Abhängigkeit betroffen sind. Als ein Standardverfahren schlagen *Belsley et al. (2004)* zwei Schritte zur Bestimmung signifikanter Einflussnahme vor:

- ein „Singular Value“, welcher einen hohen CI (≥ 10) aufweist und
- für mindestens zwei Regressionskoeffizient-Varianzen mit hohen VDPs ($\geq 0,5$) verbunden ist.

²¹ *Gabbi/Sironi (2005)*.

²² *O'Brien (2007)*.

²³ *Belsley et al. (2004)*.

²⁴ *Belsley et al. (2004)*.

Dies trifft nur auf μ_{19} zu. Aus diesem Grund wird eine Hilfsregression für die Variablen LN_VOL_i und $LN_GRÖSSE_i$ berechnet und so die lineare Abhängigkeit zu den übrigen Variablen dargestellt (siehe Anhang Tabelle 6). Das Bestimmtheitsmaß i.H.v. 66,66 % bzw. korrigierte Bestimmtheitsmaß i.H.v. 47,12 % lassen erwarten, dass grundsätzlich keine Ergebnisbeeinflussung der Variable LN_VOL_i durch Multikollinearität vorliegt. So schließen *Belsley et al.* (2004) immer dann auf einen signifikanten Einfluss, wenn R^2 nahe 100 % erreicht werden. Anders sieht es bei der Variable $LN_GRÖSSE_i$ aus. Dort weisen 12 der 18 Regressoren einen hoch bis höchst signifikanten Einfluss auf, und ein R^2 von fast 92 % bzw. korrigiertes R^2 von 87 % bestätigen die Kollinearität der Variable mit anderen erklärenden Variablen. Aus diesem Grund wird diese aus der folgenden Regressionsanalyse entfernt.

Zusätzlich soll auf einen möglichen Einfluss von fixen Effekten (fixed effects) und zufälligen Effekten (random effects) getestet werden. Bei fixen Effekten handelt es sich um Effekte bzw. Koeffizienten die nicht zwischen einzelnen Gruppen variieren, während Parameterschätzwerte als zufällige Koeffizienten bezeichnet werden, wenn Sie variieren.²⁵ Auf unseren Datensatz bezogen könnte dies bedeuten, dass einige der Koeffizienten sich in Abhängigkeit von einer der betrachteten Branchen abweichend verhalten, als es eine über alle Daten berechnete Regression (pooled regression) erscheinen lässt. Aus diesem Grund wird eine weitere Regression durchgeführt, in welcher ausgesuchte Koeffizienten mit den Branchen-Dummies multipliziert werden und so die Regression um 10 Interaktionsterme erweitert wird. Das Ergebnis ist Teil des Anhangs (Tabelle 7). Da nur zwei der zwölf ausschlaggebenden Variablen (fett gedruckt) statistische Signifikanz aufweisen und diese einmal nur auf dem 10 % Niveau erreicht wird, gehen wir davon aus, dass die Ergebnisse durch unterschiedliche Branchen nur vernachlässigbar beeinflusst werden.

Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der multiplen Regression. Im Regressionsmodell 1 werden alle Anleihen verwendet, während im Modell 2 Wandel- und Stufenzinsanleihen entfernt wurden. Während einige der signifikanten Variablen nur durch eines der beiden Modelle (Variablen oder Ränge) bestätigt werden, kann die Einflussnahme durch fünf der Regressoren als äußerst robust interpretiert werden.

Beide Variablenmodelle weisen auf eine Ausweitung der Risikoprämie für Unternehmen der Solarbranche und für länger laufende Anleihen

²⁵ *Gelman* (2005), *Walter/Rack* (2009).

hin. Offensichtlich wird die Solarbranche durch die Investoren als risikoreicher im Vergleich zur Windkraft- oder Biomasse-Industrie eingeschätzt, so dass diese daraufhin eine höhere Verzinsung fordern. So steigt die Risikoprämie um etwa 0,7 Prozentpunkte. Dies könnte ein Zeichen dafür sein, dass die zunehmende Zahl an Insolvenzen von Unternehmen der Solarbranche die Risikosensibilität von Investoren erhöht hat. Der positive Einfluss der Laufzeit entspricht den Ergebnissen anderer Studien.²⁶ Überraschend ist dagegen, dass Zusicherungen des Anleiheschuldners, wie die Kontrollwechselklausel und die Negativerklärung, ebenfalls die Zinsspanne erhöhen. Allerdings wird auch dies nur durch die Variablenmodelle bestätigt und teilweise auf nur schwachem statistischem Niveau. Klar fällt in den beiden Variablenmodellen der negative Einfluss der historischen Volatilität aus. Dies widerspricht zwar den Erwartungen von *Lamy/Thompson* (1988), deckt sich aber mit dem Ergebnis von *Heinke* (2006), welcher zwar einen insignifikanten aber ebenfalls negativen Koeffizienten erhält, und *Longstaff/Schwartz* (1995). Die erwartete Reduktion mit gestiegenem Unternehmensalter kann wiederum nur für die Rangmodelle festgestellt werden und dies ebenfalls bei schwacher Signifikanz. Das insgesamt junge Alter der Emittenten macht es offensichtlich schwierig, einen Einfluss nachzuweisen.

Robuster, weil diese immer durch beide Modelle bestätigt werden und hoch bis höchst signifikant ausfallen, sind die Variablen $RATING_i$, LN_VOL_i , $LN_STÜCK_i$, R_ZINS_i und BIP_i . Wie zu erwarten, fällt der Einfluss des Ratings deutlich aus, schlechtere Ratings gehen einher mit höheren Risikoprämien. Ein um eine Stufe schlechteres Rating bedeutet eine um 0,18 Prozentpunkte höhere Verzinsung. Dieses Ergebnis entspricht vergangenen Studien²⁷, muss im Rahmen des von uns analysierten Datensatzes allerdings relativiert werden. Da 23 der 47 Emissionen kein entsprechendes Rating besitzen, spielt für ca. 50 % der Anleihen dieser Einflussfaktor keine Rolle. Hier sind die übrigen Koeffizienten ausschlaggebend. Für eine geringere Zinsspanne zwischen den analysierten Unternehmensanleihen und dem risikolosen Zinssatz sorgen steigende Emissionsvolumina und Stückelungen. So kann für beide Merkmale ein hoch bis höchst signifikanter Einfluss festgestellt werden. Bezüglich der Volumina widerspricht dies zwar der „market congestion hypothesis“, steht aber im Einlang mit der „liquidity premium hypothesis“. Die zu er-

²⁶ Z.B. *Gabbi/Sironi* (2005); *Heinke* (2006).

²⁷ Z.B. *Heidorn/Kantwill* (2004); *Gabbi/Sironi* (2005); *Heinke* (2006); *Rottmann/Seitz* (2008).

wartende höhere Sekundärmarktliquidität verbunden mit umfangreicheren Volumina lässt die von den Investoren verlangte Liquiditätsprämie sinken. Beide Faktoren zeichnen so ein eindeutiges Bild: Je größer eine Emission oder Stückelung ausfällt, desto günstiger können sich diese Unternehmen über den Kapitalmarkt fremdfinanzieren. Entsprechend haben Emittenten, die hohe Volumina mit großen Stückelungen aufnehmen und dabei vor allem institutionelle Investoren mit höheren Kauforders ansprechen, niedrigere Kapitalkosten. Ebenfalls bestätigen alle vier Modelle, dass Phasen niedriger risikoloser Verzinsung ebenfalls Phasen mit erhöhten Emissionsprämien für die Branche der alternativen Energien darstellen. Dies widerspricht zwar dem Ergebnis von *Rottmann/Seitz* (2008), deckt sich aber mit den theoretischen Erwartungen des Merton-Modells und den Ergebnissen von *Longstaff/Schwartz* (1995), *Duffee* (1998) und *Collin-Dufresne et al.* (2001) Ausschlaggebend hierfür kann der von uns gewählte Untersuchungszeitraum sein. Finanz- und Eurokrise und die damit verbundene Senkung der Leitzinsen zur Erhöhung der Liquidität lässt zwar die Verzinsung deutscher Staatsanleihen schrumpfen, Credit Spreads aber steigen aufgrund der erhöhten Ausfallwahrscheinlichkeit.²⁸ Positive Konjunkturlagen, ausgedrückt durch positives BIP-Wachstum, lassen den Zinsaufschlag dagegen schrumpfen. Dies deckt sich mit den Ergebnissen vergangener Studien²⁹ und demonstriert den intuitiven Zusammenhang von Ausfallwahrscheinlichkeit und Zinsspanne mit Wirtschaftswachstum. Bei höherem Wirtschaftswachstum nimmt die Wahrscheinlichkeit eines Ausfalls eines Schuldners ab, wodurch auch die von den Investoren geforderte Zinsprämie sinkt. Aufgrund des eher mäßigen Wirtschaftswachstums von 0,7 % in 2012 und einem für 2013 prognostizierten Wachstum von 0,4 %³⁰ ist auch in Zukunft mit gestiegenen Emissionsprämien zu rechnen.

Keinen Einfluss üben die Eigenkapitalquote des Emittenten, der Zeitpunkt der Emission, die Bilanzierung nach internationalen Rechnungslegungsvorschriften und Folgeemissionen aus. Eine mögliche Erklärung könnte sein, dass einige der Variablen ihren Weg in die Kalkulation des Ratings gefunden haben und so keinen zusätzlichen Erklärungsgehalt stiften.

²⁸ *Heidorn/Kantwill* (2004).

²⁹ *Koopman/Lucas* (2005); *Tang/Yan* (2010).

³⁰ *BMU* (2013b).

Tabelle 2
Regressionsergebnisse

	Modell 1 Variablen	Modell 1 Ränge	Modell 2 Variablen	Modell 2 Ränge
Konstante	13,892***	53,573***	14,650***	47,066***
WANDEL	0,936**	0,109	–	–
STUFEN	0,656	6,733	–	–
WIND	0,057	–1,220	0,062	–0,971
SOLAR	0,719**	3,210	0,799**	2,879
RATING	0,177***	0,531***	0,183***	0,553***
KONTROLL	0,427*	2,452	0,425*	1,766
NEGATIV	0,494**	–1,731	0,490**	–1,969
LN_LZ	1,529**	–0,108	1,719**	–0,092
LN_VOL	–0,334**	–0,294***	–0,337**	–0,311***
LN_STÜCK	–0,371***	–0,441***	–0,436***	–0,437***
LN_ALTER	–0,239	–0,190**	–0,271	–0,216*
EK_QUOTE	0,152	0,041	–0,132	–0,017
ZEIT	–0,086	–0,043	–0,101	–0,016
VOLA	–7,762***	–0,098	–9,180***	–0,111
R_ZINS	–1,111***	–0,481***	–1,166***	–0,493***
IFRS	0,024	–0,346	0,102	1,075
BIP	–0,491***	–0,235**	–0,538***	–0,218**
FOLGE	0,405	3,736	0,341	2,248
N	47	47	40	40
R ²	84,45 %	84,00 %	85,07 %	83,70 %
Korr. R ²	74,45 %	73,71 %	74,69 %	72,36 %
F-Statistik	8,446***	8,166***	8,194***	7,382***

White Regression mit für Heteroskedastizität angepassten Standardfehlern. Signifikanz der Koeffizienten mit *t*-Test (zweiseitig) für unabhängige Stichproben bestimmt. ***, **, * steht für statistische Signifikanz auf dem 1 %-, 5 %- bzw. 10 %-Niveau. Wandel- und Stufenzinsanleihen sind im Modell 2 entfernt. „Variablen“ bedeutet, dass die tatsächlichen Ausprägungen Teil der Analyse sind, während bei „Ränge“ der jeweilige Rang in die Analyse eingeht. Gleiche Ränge erhalten gleiche Mittelwerte.

V. Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Diese Arbeit untersucht empirisch mögliche Einflussfaktoren auf die Emissionsprämie von Unternehmensanleihen im Bereich der alternativen Energien in Deutschland. Die Konzentration auf eine bestimmte Branche und Geographie erlaubt es, nachhaltige Schlussfolgerungen zu ziehen und so Marktunsicherheiten abzubauen, was das übergeordnete Ziel dieser Studie ist. Insgesamt werden 47 Anleihen von 32 Unternehmen im Zeitraum von Juni 2008 bis September 2012 analysiert.

Im Vergleich der einzelnen Branchen werden Emittenten der Solarindustrie als risikoreicher wahrgenommen. Entsprechend müssen diese Unternehmen eine höhere Zinsprämie zur Emission bieten, um deren Anleihen zu platzieren. Wie in vergangenen Studien bereits festgestellt, zeigt sich das Rating als einer der wesentlichen Faktoren, welches den Zinsaufschlag determiniert. Erneut kann ein höchst signifikanter Einfluss festgestellt werden, wonach bei schlechteren Ratings höhere Emissionsprämien von Investoren gefordert werden. Dies unterstreicht die übliche Renditestruktur im Datensatz. Darüber hinaus lässt sich eine mit steigendem Emissionsvolumen und höherer Stückelung eindeutig sinkende Emissionsprämie ableiten. Dies lässt auf niedrige Fremdkapitalkosten für Emittenten schließen, die hohe Volumina mit großen Stückelungen aufnehmen und dabei vor allem institutionelle Investoren mit höheren Kauforders ansprechen. Einen ebenfalls statistisch robusten Einfluss übt das BIP-Wachstum und risikolose Zinsniveau aus. So sind Zeiten positiver Konjunkturlagen mit geringeren Emissionsprämien verbunden. Darüber hinaus lassen Emissionen in Zeiten gestiegener risikoloser Zinsen ebenfalls den von Investoren geforderten Zinsaufschlag sinken. Ausschlaggebend hierfür könnte die derzeitige Niedrigzinsphase zusammen mit einer erhöhten Ausfallwahrscheinlichkeit sein.

Nimmt man nun diese Ergebnisse zusammen und gleicht sie mit der derzeitigen wirtschaftlichen Lage Deutschlands ab, zeigt sich, dass aktuelle Emissionen mit erheblichen Herausforderungen verbunden sind. Das derzeitige niedrige Zinsniveau und nachlassende Wirtschaftswachstum macht die zukünftige Emission von Titeln zur Fremdfinanzierung für Unternehmen, die zur Branche der alternativen Energien gehören, schwieriger, da diese höhere Emissionsprämien als in der Vergangenheit bieten müssen. Die Eurokrise und ihre Folgen wirken sich auf diese Weise negativ auf die finanzielle Zukunft einer ganzen Branche aus. Diese Finanzierungsschwierigkeiten stehen im Gegensatz zu den Ausbauzielen für er-

neuerbare Energien, da sie die finanzielle Unabhängigkeit der Unternehmen verringern und das Insolvenzrisiko erhöhen. Dies trifft insbesondere auf die Solarbranche zu, welche im Vergleich zur Windkraft- und Biomassebranche, als risikoreicher wahrgenommen wird. Hinzu kommt der derzeitige Vorschlag von BMU und BMWi zur Begrenzung der Kosten des Ausbaus der erneuerbaren Energien.³¹ Die im Positionspapier empfohlenen Maßnahmen verringern die Vergütung für alle drei Branchen erheblich und erschweren so die Finanzierungssicherheit für gegenwärtige und zukünftige Unternehmen aus der Branche der alternativen Energien. Hier würde sich, zumindest aus Sicht der Emittenten, eine Verschiebung der Umsetzung der vorgeschlagenen Maßnahmen auf Zeiten mit höherem wirtschaftlichem Wachstum anbieten, damit diese bei der Aufnahme von Fremdkapital über den Kapitalmarkt etwas „weicher“ fallen. Darf man einer aktuellen Studie des Instituts für Wirtschaftsforschung Halle glauben, dürfte dies schon für das Jahr 2013 der Fall sein.³²

Nicht Teil der Untersuchung ist eine Zeitreihenanalyse der Credit Spreads für Unternehmen aus der Branche der alternativen Energien. Ein nächster Schritt könnte eine entsprechende Paneldatenanalyse sein. Auch würde sich eine Vergrößerung der Stichprobe mit Anleihen des gesamten Euro-Raumes anbieten. Hier könnten die Entwicklungen der einzelnen Nationalitäten miteinander verglichen werden.

³¹ *BMU* (2013a).

³² Diese prognostizieren im Gegensatz zum Jahreswirtschaftsbericht 2013 des BMWi ein um 0,9 % höheres Wirtschaftswachstum von 1,3 %, und für 2014 sogar ein Wachstum von 2,4 % *IWH* (2013).

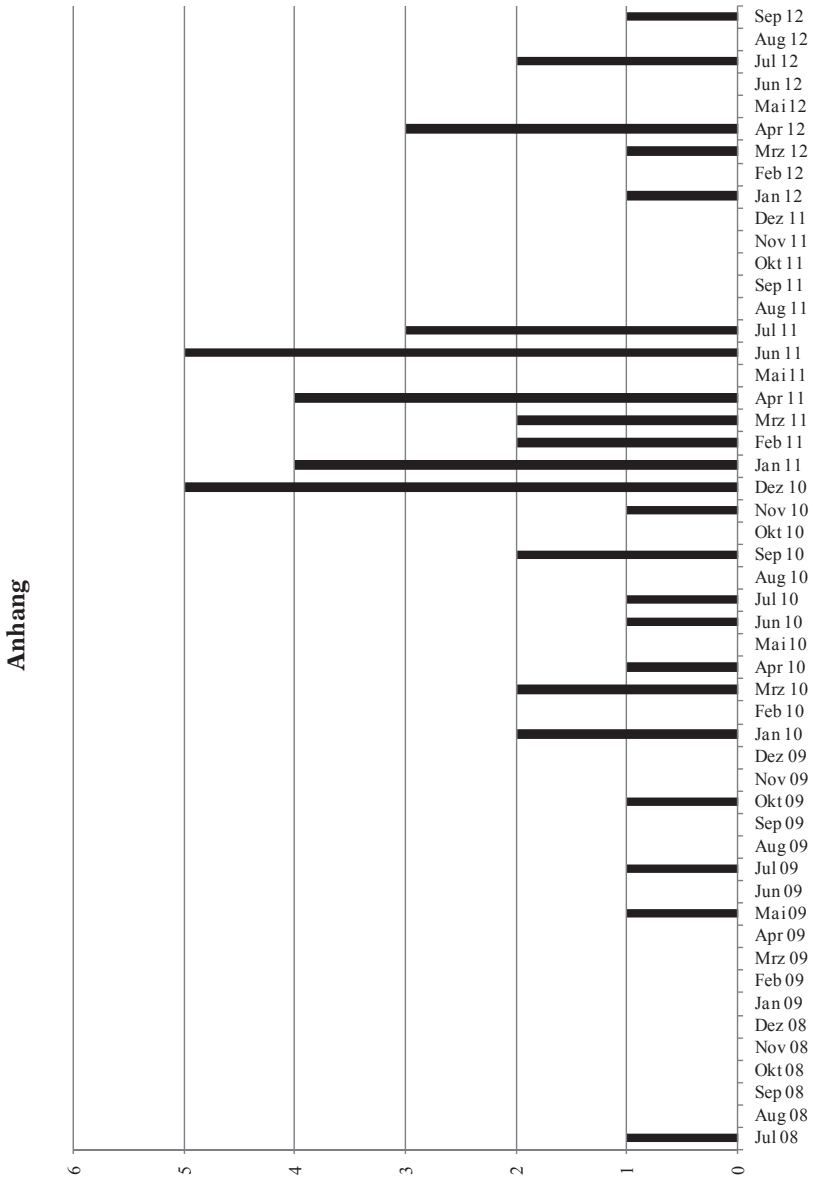


Abbildung 1: Verteilung der Emissionen über den Untersuchungszeitraum

Tabelle 3
Ratingkonvertierung

Rang	Creditreform	Euler Hermes	Lince
1	AAA	AAA	Aa1
2	AA+	AA+	Aa2
3	AA	AA	Aa3
4	AA-	AA-	A4
5	A+	A+	A5
6	A	A	A6
7	A-	A-	Baa7
8	BBB+	BBB+	Baa8
9	BBB	BBB	Baa9
10	BBB-	BBB-	Ba10
11	BB+	BB+	Ba11
12	BB	BB	Ba12
13	BB-	BB-	B13
14	B+	B+	B14
15	B	B	B15
16	B-	B-	B16
17	-	CCC+	-
18	CCC	CCC	C17
19	-	CCC-	-
20	CC	CC	C18
21	C	C	C19
22	D	D	-

Rang für das jeweilige Rating von einer der drei Ratingagenturen Creditreform, Euler Hermes und Lince. Emittenten ohne Anleihen- und Unternehmensrating erhalten den Wert 0.

Tabelle 4: Pearson-Korrelationsmatrix

LN_ALTER	EK_QUOTE	ZEIT	VOLA	R_ZINS	IFRS	GDP	FOLGE	LN_GROSSE	
-0,18	0,18	-0,39***	-0,04	0,01	0,19	0,16	0,06		WANDEL
0,10	-0,37***	0,19	0,04	0,29**	-0,21	0,20	0,37**		STUFEN
0,32**	-0,04	-0,01	-0,22	0,05	-0,23	-0,09	0,11	0,11	WIND
-0,41***	0,11	-0,22	0,31**	0,20	0,36**	0,15	-0,12	-0,16	SOLAR
0,20	0,18	0,20	-0,12	-0,25*	0,05	-0,04	-0,20	0,23	RATING
0,13	0,14	0,13	-0,14	-0,10	-0,02	-0,02	-0,12	0,37**	KONTROLL
0,06	0,13	-0,11	-0,02	-0,29*	0,23*	0,03	0,05	0,42***	NEGATIV
-0,10	-0,39***	0,25*	0,24	0,38***	-0,30**	0,18	0,12	-0,45***	LN_LZ
0,28*	0,33**	-0,25*	-0,23	-0,02	0,47***	-0,15	0,07	0,70***	LN_VOL
-0,22	0,10	-0,09	0,03	0,30**	-0,31**	-0,02	-0,09	-0,11	LN_STÜCK
1,00	0,26**	-0,02	-0,36**	-0,11	0,29*	-0,21	0,26*	0,67***	LN_ALTER
1,00	-0,34**	-0,32**	-0,13	0,37***	-0,08	-0,08	-0,13	0,52***	EK_QUOTE
1,00	1,00	0,03	-0,38***	-0,30**	0,16	0,26*	-0,30**		ZEIT
1,00	1,00	1,00	0,17	0,04	0,30**	0,20	-0,52***		VOLA
1,00	1,00	1,00	1,00	0,08	0,03	-0,10	-0,21		R_ZINS
1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,10	0,16	0,45***		IFRS
1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,12	-0,29*		BIP
1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,19			FOLGE
1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00				LN_GROSSE

WANDEL	STUFEN	WIND	SOLAR	RATING	KONTROLL	NEGATIV	LN_LZ	LN_VOL	LN_STÜCK
1,00	-0,08	0,17	-0,07	-0,25*	0,03	0,22	-0,20	0,18	-0,04
	1,00	0,41***	-0,29*	-0,29**	-0,19	-0,37**	0,54***	-0,30**	0,21
		1,00	-0,71***	-0,19	-0,17	-0,19	0,24	-0,25*	-0,19
			1,00	-0,11	-0,01	-0,01	-0,11	0,21	0,23
				1,00	0,39***	0,18	-0,42***	0,32**	-0,06
					1,00	0,32**	-0,26*	0,44***	0,13
						1,00	-0,44***	0,49***	-0,24
							1,00	-0,50***	0,18
								1,00	0,03
									1,00

Pearson-Korrelationskoeffizienten-Matrix. ***, **, * steht für statistische Signifikanz auf dem 1 %--, 5 %- bzw. 10 %-Niveau.

Tabelle 5
Variance-Decomposition Proportions und Condition Indexes der erklärenden Variablen

LN_STÜCK var(b ₁₀)	LN_ALTER var(b ₁₁)	EK_QUOTE var(b ₁₂)	ZEIT var(b ₁₃)	VOLA var(b ₁₄)	R_ZINS var(b ₁₅)	IFRS var(b ₁₆)	BIP var(b ₁₇)	FOLGE var(b ₁₈)	LN_GROSSE var(b ₁₉)	CI
0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,001	0,001	0,001	0,000	1
0,000	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,005	0,002	0,022	0,000	3
0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,024	0,023	0,015	0,000	3
0,000	0,000	0,003	0,000	0,001	0,000	0,004	0,029	0,011	0,000	3
0,000	0,001	0,006	0,000	0,000	0,000	0,049	0,213	0,080	0,000	4
0,000	0,000	0,005	0,000	0,001	0,002	0,003	0,015	0,188	0,000	4
0,000	0,000	0,008	0,000	0,001	0,001	0,052	0,260	0,023	0,000	5
0,000	0,000	0,013	0,000	0,007	0,001	0,112	0,020	0,084	0,000	5
0,000	0,000	0,089	0,000	0,000	0,000	0,049	0,000	0,145	0,000	6
0,000	0,001	0,085	0,000	0,002	0,001	0,006	0,137	0,019	0,000	7
0,000	0,000	0,260	0,000	0,025	0,003	0,078	0,001	0,009	0,000	8
0,001	0,045	0,027	0,001	0,006	0,006	0,010	0,031	0,028	0,000	11
0,000	0,023	0,227	0,000	0,420	0,003	0,030	0,046	0,014	0,001	13
0,000	0,033	0,008	0,003	0,097	0,538	0,003	0,020	0,166	0,000	16
0,007	0,396	0,000	0,025	0,120	0,035	0,289	0,011	0,018	0,000	20
0,289	0,034	0,103	0,000	0,017	0,001	0,084	0,075	0,007	0,006	34
0,619	0,009	0,121	0,150	0,037	0,126	0,169	0,000	0,035	0,006	45
0,079	0,332	0,020	0,381	0,092	0,038	0,020	0,105	0,005	0,273	57
0,003	0,125	0,022	0,439	0,173	0,243	0,012	0,011	0,131	0,713	117

Singular Value	WANDEL var(b ₁)	STUFEN var(b ₂)	WIND var(b ₃)	SOLAR var(b ₄)	RATING var(b ₅)	KONTROLL var(b ₆)	NEGATIV var(b ₇)	LN_LZ var(b ₈)	LN_VOL var(b ₉)
μ ₁	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,001	0,001	0,000	0,000
μ ₂	0,000	0,073	0,020	0,005	0,007	0,017	0,004	0,000	0,000
μ ₃	0,164	0,001	0,001	0,002	0,026	0,021	0,001	0,000	0,000
μ ₄	0,083	0,009	0,038	0,026	0,003	0,037	0,004	0,000	0,000
μ ₅	0,028	0,010	0,003	0,001	0,001	0,072	0,000	0,000	0,000
μ ₆	0,002	0,008	0,014	0,006	0,014	0,182	0,014	0,000	0,000
μ ₇	0,029	0,002	0,018	0,021	0,080	0,103	0,000	0,000	0,000
μ ₈	0,000	0,186	0,000	0,005	0,003	0,179	0,050	0,000	0,000
μ ₉	0,059	0,017	0,009	0,003	0,090	0,000	0,291	0,000	0,000
μ ₁₀	0,160	0,117	0,057	0,000	0,335	0,146	0,002	0,000	0,000
μ ₁₁	0,000	0,234	0,128	0,001	0,002	0,117	0,181	0,000	0,000
μ ₁₂	0,009	0,038	0,518	0,312	0,137	0,001	0,090	0,004	0,000
μ ₁₃	0,014	0,022	0,052	0,216	0,018	0,035	0,000	0,000	0,000
μ ₁₄	0,024	0,080	0,000	0,029	0,019	0,001	0,025	0,000	0,000
μ ₁₅	0,059	0,011	0,000	0,127	0,004	0,024	0,025	0,044	0,001
μ ₁₆	0,137	0,008	0,006	0,143	0,163	0,004	0,070	0,523	0,007
μ ₁₇	0,000	0,163	0,073	0,001	0,094	0,002	0,041	0,258	0,032
μ ₁₈	0,226	0,006	0,042	0,092	0,003	0,004	0,199	0,054	0,028
μ ₁₉	0,004	0,013	0,019	0,009	0,000	0,053	0,000	0,116	0,932

Tabelle 6
Hilfsregression

	LN_VOL	LN_GRÖSSE
Konstante	15,929***	21,798***
WANDEL	0,676	1,508**
STUFEN	-0,279	-0,882
WIND	0,193	0,732
SOLAR	0,777*	0,736
RATING	0,055**	0,073***
KONTROLL	0,531*	1,316***
NEGATIV	0,705**	1,055***
LN_LZ	-0,348	0,825
LN_STÜCK	0,181*	0,296
LN_ALTER	0,282	1,447***
EK_QUOTE	-0,601	0,432
ZEIT	-0,091	-0,861***
VOLA	-4,732*	-16,623***
R_ZINS	0,186	-0,622**
IFRS	0,499	1,057**
BIP	-0,155	-0,405***
FOLGE	0,541*	1,828***
N	47	47
R ²	66,66 %	91,78 %
Korr. R ²	47,12 %	86,96 %
F-Statistik	3,411***	19,039***

White Regression mit für Heteroskedastizität angepassten Standardfehlern. Signifikanz der Koeffizienten mit *t*-Test (zweiseitig) für unabhängige Stichproben bestimmt. ***, **, * steht für statistische Signifikanz auf dem 1%-, 5%- bzw. 10 %-Niveau.

Tabelle 7

Fixe und zufällige Effekte Regression

Konstante	6,232
WANDEL	2,084***
STUFEN	3,137**
WIND	21,480
SOLAR	11,008
RATING	0,646
KONTROLL	0,371
NEGATIV	0,576
LN_LZ	-4,085
LN_VOL	0,553
LN_STÜCK	-0,669***
LN ALTER	-0,351
EK_QUOTE	3,075
ZEIT	-0,190
VOLA	-6,964***
R_ZINS	-1,238***
IFRS	-0,080
BIP	-0,840***
FOLGE	0,552
RATING*WIND	-0,311
LN_LZ*WIND	5,180
LN_VOL*WIND	-1,653**
LN ALTER*WIND	0,509
EK_QUOTE*WIND	1,208
RATING*SOLAR	-0,469
LN_LZ*SOLAR	6,132*
LN_VOL*SOLAR	-0,873
LN ALTER*SOLAR	0,031
EK_QUOTE*SOLAR	-2,967
N	47
R ²	88,05 %
Korr. R ²	69,47 %
F-Statistik	4,738***

White Regression mit für Heteroskedastizität angepassten Standardfehlern. Signifikanz der Koeffizienten mit *t*-Test (zweiseitig) für unabhängige Stichproben bestimmt. ***, **, * steht für statistische Signifikanz auf dem 1 %-, 5 %- bzw. 10 %-Niveau.

Literatur

- Amira*, K. (2004): Determinants of Sovereign Eurobonds Yield Spread. *Journal of Business Finance & Accounting*, 31, S. 795–821.
- Belsley*, D. A./*Kuh*, E./*Welsch*, R. E. (2004): *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*, New York Chichester Brisbane Toronto, John Wiley & Sons.
- Billett*, M. T./*Jiang*, Z./*Lie*, E. (2010): The effect of change-in-control covenants on takeovers: Evidence from leveraged buyouts. *Journal of Corporate Finance*, 16, S. 1–15.
- Blackwell*, D. W./*Kidwell*, D. S. (1988): An Investigation of Cost Differences between Public Sales and Private Placements of Debt. *Journal of Financial Economics*, 22, S. 253–278.
- BMU* (2011): *Das Energiekonzept und seine beschleunigte Umsetzung*. Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit. Abgerufen unter: http://www.bmu.de/energiewende/beschluesse_und_massnahmen/doc/47892.php.
- (2013a): *Energiewende sichern – Kosten begrenzen Gemeinsamer Vorschlag zur Dämpfung der Kosten des Ausbaus der Erneuerbaren Energien*. Abgerufen unter: http://www.bmu.de/fileadmin/Daten_BMU/Download_PDF/Erneuerbare_Energien/20130213_Eckpunkt Papier_Strompreissicherung_bf.pdf.
 - (2013b): *Jahreswirtschaftsbericht 2013 Wettbewerbsfähigkeit – Schlüssel für Wachstum und Beschäftigung in Deutschland und Europa*. Bundesministerium für Wirtschaft und Technologie. Abgerufen unter: <http://www.bmwi.de/BMWi/Redaktion/PDF/Publikationen/jahreswirtschaftsbericht-2013,property=pdf,be reich=bmwi2012,sprache=de,rwb=true.pdf>.
- BondMagazine* (2011): *Green Bonds Ein Special des BondMagazine*. Abgerufen unter: http://www.fixed-income.org/fileadmin/pdf/BOND_MAGAZINE_Special_GREEN_BONDS.pdf.
- Boss*, M./*Scheicher*, M. (2002): The determinants of credit spread changes in the euro area. *BIS Papers*, 12, S. 181–199.
- Cheng*, C. S. A./*Hopwood*, W. S./*McKeown*, J. C. (1992): Non-Linearity and Specification Problems in Unexpected Earnings Response Regression Model. *The Accounting Review*, 67, S. 579–598.
- Collin-Dufresne*, P./*Goldstein*, R. S./*Martin*, J. S. (2001): The Determinants of Credit Spread Changes. *The Journal of Finance*, 56, S. 2177–2207.
- Creditreform* (2010): *Die Krise als Stresstest – Zur Bonität deutscher Unternehmen*. Abgerufen unter: http://www.creditreform.de/Deutsch/Creditreform/Presse/Archiv/Bonitaet_deutscher_Unternehmen/2010/Bonitaet_deutscher_Unternehmen_Jahr_2010.pdf.
- Duffee*, G. R. (1998): The Relation between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads. *The Journal of Finance*, 53, S. 2225–2241.

- El-Gazzar, S. M./Finn, P. M./Jacob, R.* (1999): An Empirical Investigation of Multinational Firms' Compliance with International Accounting Standards. *The International Journal of Accounting*, 34, S. 239–248.
- Elton, E. J./Gruber, M. J./Agrawal, D./Mann, C.* (2001): Explaining the Rate Spread on Corporate Bonds. *The Journal of Finance*, 56, S. 247–277.
- (2004): Factors affecting the valuation of corporate bonds. *Journal of Banking & Finance*, 28, S. 2747–2767.
- Fisher, L.* (1959): Determinants of Risk Premiums on Corporate Bonds. *Journal of Political Economy*, 67, S. 217–237.
- Gabbi, G./Sironi, A.* (2005): Which Factors Affect Corporate Bonds Pricing? Empirical Evidence from Eurobonds Primary Market Spreads. *The European Journal of Finance*, 11, S. 59–74.
- Gelman, A.* (2005): Analysis of Variance-Why it is more important than ever. *The Annals of Statistics*, 33, S. 1–53.
- Heidorn, T./Kantwill, J.* (2004): Risikoprämien im Fixed Income-Markt – Eine empirische Analyse von Festzinsanleihen, Floatern und Credit Default Swaps. *Finanz Betrieb*, 2, S. 130–133.
- Heinke, V. G.* (2006): Determinanten des Underwriting Spread bei internationalen Anleiheemissionen. *Kredit und Kapital*, 39, S. 117–148.
- Horrigan, J. O.* (1966): The Determinants of Long-Term Credit Standing with Financial Ratios. *Journal of Accounting Research*, 4, S. suppl. 44–62.
- Iman, R. L./Conover, W. J.* (1979): The Use of the Rank Transform in Regression. *Technometrics*, 21, S. 499–509.
- IWH* (2013): Rückkehr des Vertrauens beflügelt Konjunktur in Deutschland. Abgerufen unter: <http://www.iwh-halle.de/d/publik/presse/7-13L.pdf>.
- James, C.* (1992): Relationship-Specific Assets and the Pricing of Underwriter Services. *Journal of Finance*, 47, S. 1865–1885.
- Kiefer, K./Schorn, P.* (2009): Auswirkungen der IFRS-Umstellung auf die Risikoprämie von Unternehmensanleihen – Eine empirische Studie für Deutschland, Österreich und die Schweiz. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 79, S. 335–366.
- Klock, M. S./Mansi, S. A./Maxwell, W. F.* (2005): Does Corporate Governance Matter to Bondholders? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40, S. 693–719.
- Koopman, S. J./Lucas, A.* (2005): Business and Default Cycles for Credit Risk. *Journal of applied Econometrics*, 20, S. 311–323.
- Lamy, R. E./Thompson, G. R.* (1988): Risk Premia and the Pricing of Primary Issue Bonds. *Journal of Banking and Finance*, 12, S. 585–601.
- Longstaff, F. A./Schwartz, E. S.* (1995): A simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt. *The Journal of Finance*, 50, S. 789–819.
- MacKinnon, J. G./White, H.* (1985): Some Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimators with Improved Finite Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 29, S. 305–325.

- O'Brien, R. M.* (2007): A Caution Regarding Rules of Thumb for Variance Inflation Factors. *Quality & Quantity*, 41, S. 673–690.
- Rottmann, H./Seitz, F.* (2008): Credit Spreads und ihre Determinanten: Eine empirische Analyse für Deutschland. *Kredit und Kapital*, 41, S. 59–78.
- Tang, D. Y./Yan, H.* (2010): Market conditions, default risk and credit spreads. *Journal of Banking & Finance*, 34, S. 743–753.
- Walter, S. G./Rack, O.* (2009): Eine anwendungsbezogene Einführung in die Hierarchische Lineare Modellierung (HLM). In: *Albers, S./Klapper, D./Konradt, U./Walter, A./Wolf, J.* (Hrsg.) *Methodik der empirischen Forschung*. 3 Aufl. Wiesbaden: Gabler.
- White, H.* (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48, S. 817–838.