Credit and Capital Markets, 48. Jahrgang, Heft 1, Seiten 121–147
Abhandlungen

Determinanten der Credit Spread Veränderungen von deutschen Mittelstandsanleihen

Harald Kinateder, Linda Oppolzer und Niklas Wagner*

Zusammenfassung

Viele in Deutschland ansässige kleine und mittlere Unternehmen (KMU) haben in den letzten Jahren erfolgreich Anleihen am Kapitalmarkt emittiert, allerdings ist dieses Segment des Kapitalmarktes noch größtenteils unerforscht. Um die Besonderheiten im Pricing von Mittelstandsanleihen herauszuarbeiten, werden in diesem Beitrag zwei Stichproben bestehend aus Anleihen von deutschen KMU und im DAX notierten Blue Chips differenziert analysiert. Bei KMU führt eine Reduktion der Kreditvergabe deutscher Banken zu einer Erhöhung des Credit Spreads. Für Blue Chips gilt dieser Zusammenhang nicht. Klassische Zinsdeterminanten (Steigung der Zinsstruktur und risikoloser Zins) haben keine Wirkung auf die Veränderung des Credit Spreads bei KMU, allerdings konnte für Blue Chips ein signifikanter Zusammenhang festgestellt werden. Im Gegensatz zu Blue Chips steigt der Credit Spread bei KMU an, wenn die anleihespezifische Illiquidität zunimmt. Änderungen der impliziten Aktienmarktvolatilität und des wirtschaftlichen Umfelds stellen in beiden Panels signifikante Determinanten dar. Über eine Hauptkomponentenanalyse wird eine deutlich stärker ausgeprägte Heterogenität der nicht observablen Risikofaktoren bei KMU Anleihen belegt, die auf eine geringere Integrität dieses Marktsegments schließen lassen.

* Dr. Harald Kinateder, Universität Passau, Lehrstuhl für Finanzcontrolling, Innstraße 27, 94032 Passau, E-Mail: harald.kinateder@uni-passau.de,

Linda Oppolzer, Price Waterhouse Coopers, München, E-Mail: linda.oppolzer@googlemail.com,

Professor Dr. Niklas Wagner, Universität Passau, Lehrstuhl für Finanzcontrolling, Innstraße 27, 94032 Passau, E-Mail: niklas.wagner@uni-passau.de.

Die Autoren danken einem anonymen Gutachter für hilfreiche Anmerkungen zur Arbeit.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

The Determinants of Credit Spread Changes of German SME Bonds

Abstract

Recently, numerous Germany-based small and medium enterprises (SMEs) have issued successfully corporate bonds in the capital market. However, this segment of the capital market is still largely unexplored. In this paper we analyze the special features in the pricing of SME bonds by using two samples consisting of corporate bonds of German SMEs and DAX-listed blue chips. Concerning SMEs we find that a reduction of lending by German banks increases the credit spread. However, this relation does not hold for blue chips. Another difference is documented for traditional interest rate determinants. Changes in the steepness of the term structure and the risk-free interest rate have no effect on the change in credit spreads for SMEs, but for blue chips we find a significant relation. In contrast to blue chips, the credit spread increases for SMEs when the bond-specific illiquidity increases. Changes in implied stock market volatility and the economic environment are in both panels significant determinants. Furthermore, a principal components analysis reveals a significantly more pronounced heterogeneity of the non-observable risk factors in SMEs bonds, suggesting a lower integrity of this market segment.

Keywords: Credit Spreads, SME Bonds

JEL Classification: G12

I. Einleitung

Mit der Gründung sogenannter Mittelstandssegmente an deutschen Wertpapierbörsen im Jahr 2010 wurden Plattformen für Anleihen kleiner und mittelständischer Unternehmen (KMU) geschaffen.[1] Für KMU stellen diese Segmente eine wichtige Finanzierungsalternative zu dem in der Vergangenheit vorherrschenden Hausbankprinzip dar. Aufgrund der neuen Eigenkapitalvorschriften des Basel III Akkords sind Kreditinstitute gezwungen, ihr regulatorisches Eigenkapital bis zum Jahr 2019 sukzessive zu erhöhen. Ein möglicher Weg besteht darin, riskante Kredite zu verteuern oder nicht mehr zu verlängern. Anleihen bieten deshalb KMU

[1] Die erste dieser Plattformen für Anleihen mittelständischer Unternehmen mit geringerem Emissionsvolumen wurde im Mai 2010 an der Börse Stuttgart (Bondm) geschaffen. Ähnliche Segmente folgten in Frankfurt (Entry Standard), München (m:access), Düsseldorf (der mittelstandsmarkt) und Hamburg & Hannover (Mittelstandsbörse Deutschland). Für eine detaillierte Beschreibung der Börsensegmente deutscher Mittelstandsanleihen siehe z.B. *Bösl/Hasler* (2012).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

eine wichtige Finanzierungsoption, um eventuellen, künftigen Verknappungen der Kreditvergabe entgegenzuwirken. Seit Gründung der Mittelstandsegmente haben viele Unternehmen, die zuvor noch nie am Kapitalmarkt aktiv waren, Anleihen erfolgreich emittiert. Allerdings wurde diese anfänglich positive Entwicklung mittlerweile von einigen Zahlungsausfällen überschattet. Für Investoren und Unternehmen ist es daher wichtig zu verstehen, wie das Kapitalmarktsegment der Mittelstandsanleihen funktioniert und welche Determinanten das Anleiherisiko beeinflussen. Zu diesem Zweck ist ein genaueres Verständnis der Determinanten des Credit Spreads, also der Renditedifferenz zwischen risikobehafteter Unternehmensanleihe und risikoloser Anleihe mit gleicher Laufzeit, notwendig.

Da der Markt für Mittelstandsanleihen in Deutschland noch relativ jung und dementsprechend wenig untersucht ist, soll diese Arbeit einen Beitrag zur Analyse der Determinanten von Credit Spread Veränderungen deutscher Mittelstandsanleihen leisten. Zu diesem Zweck werden zwei Stichproben bestehend aus Anleihen von deutschen KMU und im DAX notierten Blue Chips anhand eines Panel-Modells differenziert analysiert, um die Besonderheiten im Pricing von Mittelstandsanleihen im Vergleich zu etablierten Blue Chips herauszuarbeiten. In die Untersuchung gehen der risikolose Zins, die Steigung der Zinsstrukturkurve und die Veränderung des wirtschaftlichen Umfelds, gemessen über die Rendite des Deutschen Aktienindex (DAX) sowie des Small-Cap-DAX (SDAX) und die implizite Aktienmarktvolatilität als klassische Bond-Pricing Determinanten (siehe z.B. *Collin-Dufresne* et al. (2001)) ein. Darüber hinaus wird zusätzlich die Größe Illiquidität als auch die Veränderung des Kreditbuches bei deutschen Banken in die Studie einbezogen. Das Kreditbuch soll Änderungen in der Kreditvergabepraxis seitens der Banken an Unternehmen kontrollieren.

In einer vorangegangenen Studie zum deutschen Markt analysieren *Kesch* et. al (2013) Einflussfaktoren auf die Bondemissionsprämie von Papieren aus dem Sektor erneuerbare Energie, die im Zeitraum zwischen 2008 bis 2012 emittiert wurden. Aus ihren Resultaten folgt, dass mit zunehmender Höhe des Emissionsvolumens, des risikolosen Zinses sowie des Bruttoinlandsprodukts der Credit Spread reduziert wird. *Rottmann/Seitz* (2008) untersuchen Credit Spreads von Nichtbanken-Unternehmen aus dem DAX. Ihre Ergebnisse lassen auf eine Erhöhung der Spreads bei Bonitätsverschlechterungen sowie bei einem Anstieg von Volatilität und risikolosen Zins schließen.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Im Fokus der vorliegenden Studie stehen Anleihen von KMU, die nach Gründung des ersten Mittelstandsegments im Mai 2010 emittiert wurden. Bei den Blue Chips Anleihen handelt es sich um Emissionen von nichtfinanziellen Unternehmen aus dem DAX, deren Eigenschaften, insbesondere Laufzeit und Fälligkeitsdatum, sich an den Werten des KMU Panels orientieren. Um einen balancierten Datensatz zu erhalten, wird die Analyse der monatlichen Credit Spread Veränderungen im Zeitraum zwischen Juni 2011 und Oktober 2013 durchgeführt. Die Ergebnisse der empirischen Untersuchung belegen, dass eine Reduktion der Kreditvergabe deutscher Banken bei KMU zu einer Erhöhung des Credit Spreads führen. Für Blue Chips gilt dieser Zusammenhang nicht. Einen weiteren, zentralen Unterschied zwischen beiden Panels stellen klassische Zinsdeterminanten dar. Im Gegensatz zu Blue Chips, haben bei KMU Änderungen in der Steigung der Zinsstruktur und des risikolosen Zinses keine Wirkung auf Veränderungen des Credit Spreads. Veränderungen der anleihespezifischen Illiquidität haben eine große Bedeutung für das Pricing bei KMU, aber nicht bei Blue Chips. Eine Zunahme der Illiquidität am Sekundärmarkt erhöht demzufolge den Credit Spread nur bei KMU. Sowohl eine Verschlechterung des wirtschaftlichen Umfelds als auch ein Anstieg der impliziten Aktienmarktvolatilität führen zu einem Anstieg des Credit Spreads bei KMU und Blue Chips. Darüber hinaus zeigen die Ergebnisse einer Hauptkomponentenanalyse der Residuen eine deutlich stärker ausgeprägte Heterogenität der nicht observablen Risikofaktoren bei KMU Anleihen. Somit kann auf eine geringere Integrität dieses Marktsegments geschlossen werden.

Der verbleibende Teil der Arbeit ist wie folgt aufgebaut: Kapitel II fasst bisherige Studien zu Unternehmensanleihen zusammen. Die Methodik der Panel-Analyse sowie die theoretischen Grundlagen von Credit Spreads werden in Kapitel III erläutert. In Kapitel IV werden die Ergebnisse des Panel-Modells als auch der Hauptkomponentenanalyse vorgestellt und interpretiert. Kapitel V schließt mit einem Ausblick auf zu erwartende Entwicklungen sowie einer Zusammenfassung der wichtigsten Resultate.

II. Literaturüberblick

Collin-Dufresne et al. (2001) identifizieren Determinanten, die aus theoretischer Sicht Einfluss auf die monatliche Veränderung von Credit Spreads US-amerikanischer Unternehmensanleihen haben, und kommen zu dem Ergebnis, dass theoretisch begründbare Einflussfaktoren wie z.B.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zinsänderung, Volatilitätsänderung oder Änderung des wirtschaftlichen Umfelds nur etwa ein Viertel der Varianz der Credit Spread Veränderungen erklären.[2] Die Credit Spread Änderungen sind außerdem unabhängig von Liquiditätsproxies und Kreditrisikofaktoren und werden hauptsächlich von lokalen Angebots- oder Nachfrageschocks beeinflusst. Da die Residuen der untersuchten Anleihen stark untereinander korreliert sind, stellen die Autoren im Zuge einer Hauptkomponentenanalyse fest, dass die erste Hauptkomponente einen Großteil der verbleibenden Varianz der Credit Spreads erklärt. *Campbell/Taksler* (2003) untersuchen den Zusammenhang zwischen Eigenkapitalvolatilität und der Rendite von Unternehmensanleihen und zeigen, dass idiosynkratisches Risiko auf Unternehmensebene einerseits und Ratings andererseits jeweils ein Drittel der Varianz von Credit Spread Änderungen erklären. Zudem ist der Einfluss von Volatilität stärker als es das strukturelle Merton-Modell voraussagen würde. *Elton* et al. (2001) analysieren ebenfalls Credit Spreads von US-amerikanischen Unternehmens- und Staatsanleihen und können drei wesentliche Einflussfaktoren identifizieren: Ausfallwahrscheinlichkeit, Steuerlast sowie eine Risikoprämie für systematisches Risiko. Dabei erklärt die Ausfallwahrscheinlichkeit und damit die Ratingnote nur einen sehr kleinen Teil des Unterschiedsbetrags, wohingegen Steuern und die Risikoprämie wesentlich stärker zur Erklärung des Spreads beitragen. *Galil* et al. (2014) können einen signifikanten Erklärungsgehalt der Ratingnote für Veränderungen von Credit Default Swaps US-amerikanischer Unternehmensanleihen dokumentieren. *Covitz/Downing* (2007) untersuchen kurzfristige Schuldtitel US-amerikanischer Unternehmen und stellen fest, dass Liquidität ein wichtiger ergänzender Einflussfaktor der Credit Spreads ist, wobei aber (auch bei sehr kurzen Laufzeiten) das Kreditrisiko die wesentlich größere Rolle spielt. Auch *Longstaff* et al. (2005) gehen der Frage nach, welche der beiden Größen – Liquidität oder Ausfallrisiko – den stärkeren Einfluss auf die Credit Spreads von Unternehmensanleihen ausübt. Sie wählen einen sogenannten Reduced-Form-Ansatz und identifizieren entgegen der Ergebnisse von *Elton* et al. (2001) die Ausfallkomponente als stärksten Einflussfaktor auf den Credit Spread – von bis zu 83 Prozent bei BB gerateten Anleihen. *Huang/Huang* (2012) analysieren auf Basis eines strukturellen Modells die Komponente Kreditrisiko. Dabei ziehen sie existierende Modelle heran und ergänzen

[2] *Collin-Dufresne* et al. (2001) betrachten Credit Spread Veränderungen, da Credit Spreads in der Regel nicht stationär sind. Weitere Studien, die Credit Spread Veränderungen analysieren, sind z.B. *Batten* et al. (2005), *Wagner* et al. (2005), *Dbouk/Kryzanowski* (2010) sowie *Galil* et al. (2014).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

die Auswahl um ein Modell mit zeitvariabler Risikoprämie und einem Jump-Diffusionsprozess des Firmenwerts. Das Ergebnis ihrer Untersuchung ist, dass im Investment Grade Segment das Kreditrisiko nur für einen kleinen Teil des Credit Spreads von Unternehmensanleihen verantwortlich ist, wohingegen das Kreditrisiko bei der Erklärung des Spreads von Junk-Anleihen eine wesentlich größere Rolle spielt. Ein ähnliches Ergebnis erzielen auch *Chen* et al. (2007), die einen Einfluss von Illiquidität auf Credit Spreads für US-amerikanische Unternehmensanleihen mit geringer Ratingqualität finden.

Nachdem sich in vielen Untersuchungen die Illiquidität als starker Treiber des Credit Spreads herausgestellt hat, beschäftigen sich in der Folge immer mehr wissenschaftliche Beiträge mit der gesonderten und intensiven Betrachtung der Illiquidität als Einflussgröße auf den Credit Spread von Unternehmensanleihen. *Bao* et al. (2011) untersuchen insbesondere den Faktor Illiquidität als Bestandteil des Credit Spreads. Für eine große Menge der in der Studie verwendeten US-amerikanischen Unternehmensanleihen höchster Bonität (AAA bis A) können die Autoren einen starken Zusammenhang zwischen Illiquidität und Kurs der Anleihe nachweisen, der über die Geld-Brief-Spanne hinausgeht. In normalen Konjunkturphasen sind Illiquidität und Kreditrisiko zwei ähnlich starke Faktoren, die auf den Credit Spread einwirken. In Krisenphasen, wie der Finanzkrise im Jahr 2008, übt die Illiquiditätsgröße allerdings einen wesentlich stärkeren Einfluss aus. *Lin* et al. (2011), *Friewald* et al. (2012), *Acharya* et al. (2013) und *Helwege* et al. (2014) sind weitere Beispiele für Untersuchungen des Einflusses von Illiquidität auf Credit Spreads von Unternehmensanleihen. Die unterschiedlichen Ergebnisse können teilweise den Faktor Illiquidität als Einflussgröße auf den Credit Spread nachweisen, teilweise jedoch nicht. *Jong/Driessen* (2006) und *Houweling* et al. (2005) können einen Einfluss von Illiquidität auf den Credit Spread von europäischen Unternehmensanleihen belegen.

III. Modellierung von Credit Spread Veränderungen

Zur Bewertung von Unternehmensanleihen gibt es in der Literatur zwei verschiedene Ansätze: „strukturelle“ sowie „reduced form“ Modelle. In dieser Studie wird der Argumentationsweise der strukturellen Modelle (siehe *Black/Scholes* (1973) und *Merton* (1974)) gefolgt, demnach sind der Unternehmenswert und der risikolose Zins die wichtigsten Spread Determinanten. In der erweiterten Betrachtung von *Collin-*

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Dufresne et al. (2001) wird der Credit Spread definiert als $CS(t) = CS(V_t, r_t, \{X_t\})$, wobei V_t den Unternehmenswert, r_t der Spotzinssatz und $\{X_t\}$ zusätzliche, explorative Variablen bezeichnet. Damit wird das Merton-Modell insofern erweitert, als dass r_t nicht als konstant angenommen wird und mit $\{X_t\}$ weitere Variablen, die den Credit Spread beeinflussen, aufgenommen werden. Die Veränderung des Credit Spreads wird durch Veränderung der Variablen, die den Credit Spread bestimmen, hervorgerufen. Im Folgenden werden in Anlehnung an die Literatur zu strukturellen Modellen verschiedene, explorative Variablen zur Erklärung der Credit Spread Veränderungen definiert und ihre Wirkungsrichtung aus theoretischer Sicht hergeleitet:

(1) Steigung der Zinsstrukturkurve: Die Steigung der risikolosen Zinsstruktur soll die Erwartungshaltung gegenüber zukünftigen Zinsen mit kurzer Laufzeit widerspiegeln und gilt als Indikator für die zukünftige, wirtschaftliche Entwicklung (*Collin-Dufresne* et al. (2001)). Die Wirkungsrichtung auf die Credit Spread Veränderungen bestimmt sich folgendermaßen: Eine Verringerung der Steigung der Zinsstrukturkurve signalisiert eine Abschwächung der Konjunktur, wodurch sich der Credit Spread ausweitet. Es besteht somit eine negative Beziehung zwischen der Zinsstruktur und dem Credit Spread (siehe z.B. *Collin-Dufresne* et al. (2001) sowie *Papageorgiou/Skinner* (2006)). Die Steigung der Zinsstrukturkurve wird aus der Differenz der Renditen zweier Bundesanleihen mit Restlaufzeiten von zwei, $r_t^{(2)}$, und zehn Jahren, $r_t^{(10)}$, errechnet: $Stg_t = r_t^{(10)} - r_t^{(2)}$. Als relevanter Proxy für diesen Zusammenhang geht die Veränderung der Zinsstruktur, $\Delta Stg_t = Stg_t - Stg_{t-1}$, in das Panel-Modell ein.

(2) Wirtschaftliches Umfeld: In Zeiten negativer wirtschaftlicher Rahmenbedingungen bleibt zwar die Ausfallwahrscheinlichkeit gleich, die erwartete Erlösquote bei Ausfall eines Schuldners sinkt allerdings. Das führt dazu, dass sich der Credit Spread bei schlechtem Geschäftsklima ausweiten müsste, d.h. es ist wiederum ein negativer Zusammenhang zu erwarten (*Collin-Dufresne* et al. (2001), S. 2183–2184). Die Renditen des Deutschen Aktienindex (DAX) sowie des Small-Cap-DAX (SDAX) sollen als Indikatoren des aktuellen wirtschaftlichen Umfelds dienen. Der DAX bildet das Segment der wichtigsten und größten Unternehmen am deutschen Aktienmarkt ab. Er setzt sich aus den 30 größten und umsatzstärksten, an der Frankfurter Wertpapierbörse im Prime Standard-Segment zugelassenen, Unternehmen zusammen. Der SDAX ist der Auswahlindex für kleinere

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Unternehmen (sog. Small-Caps) und enthält 50 klassische Werte aus dem Prime Standard (*Deutsche Börse AG* (2013)). DAX_t bzw. $SDAX_t$ bezeichnet die Rendite dieser Indizes, wobei die Rendite als erste Differenz der logarithmierten Schlusskurse, $\ln(P_t)$, definiert ist: $DAX_t = \ln(P_{DAX,t}) - \ln(P_{DAX,t-1})$ bzw. $SDAX_t = \ln(P_{SDAX,t}) - \ln(P_{SDAX,t-1})$. Aufgrund der größeren Nähe des Marktsegmentes wird ein stärkerer Einfluss der SDAX-Rendite auf den Credit Spread von KMU erwartet. Das gleiche gilt in analoger Weise für die DAX-Rendite und den Credit Spread von Blue Chips.

(3) Volatilität: Gemäß dem optionspreistheoretischen Ansatz enthält der Wert der Forderung eine Short-Put-Position. Mit Erhöhung der Volatilität steigt der Wert der Put-Position und somit sinkt der Wert der Forderung (siehe z.B. *Galil* et al. (2014)). Außerdem vergrößert sich mit steigender Volatilität die Ausfallwahrscheinlichkeit und rechtfertigt die Erwartung eines erweiterten Credit Spreads. Die Größe besteht aus firmenspezifischer und marktweiter Volatilität (*Campbell/Taksler* (2003), S. 2322), wobei aufgrund von teilweise nicht vorhandener Börsennotierung auf die Untersuchung der Eigenkapitalvolatilität verzichtet werden muss. Aus diesem Grund folgen wir *Collin-Dufresne* et al. (2001) und wählen als bestmögliches Substitut die implizite Volatilität, deren Korrelation mit Credit Spreads ebenfalls als positiv erwartet wird. Der Volatilitätsindex VDAX NEW (im Folgenden: $VDAX_t$), der die implizite Volatilität der im DAX notierten Wertpapiere und somit marktweite Volatilität widerspiegelt, dient als nächstbeste Alternative. Dieser Volatilitätsindex wird berechnet aus an der EUREX gehandelten DAX-Optionskontrakten und zeigt damit die am Terminmarkt erwartete Schwankungsbreite (*Deutsche Börse AG* (2012)).

(4) Risikoloser Zinssatz: Im Allgemeinen ist gemäß dem strukturellen Modell der Kurs einer Anleihe eine abnehmende Funktion des risikolosen Zinses (siehe *Merton* (1974), S. 455). Ein Anstieg des risikolosen Zinses erhöht das erwartete Unternehmenswachstum, wodurch der Credit Spread sinkt. In Bezug auf die Veränderung der Credit Spreads ist aus ökonomischer Sicht eine negative Beziehung zu erwarten. Eine signifikant negative Korrelation zwischen risikolosem Zins und den Credit Spread Veränderungen ist für den amerikanischen Bondmarkt (siehe z.B. *Longstaff/Schwartz* (1995) oder *Collin-Dufresne* et al. (2001)) und für deutsche Eurobonds dokumentiert (siehe *Wagner* et al. (2005)). Im Gegensatz dazu stellen *Rottmann/Seitz* (2008) eine

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

positive Beziehung für deutsche Unternehmensanleihen fest. Als relevante Größe zur Modellierung des risikolosen Zinses wird die Notierung des Drei-Monats-Euribors, $r_{EUR,t}$, verwendet, deren Veränderung mit $\Delta EUR_t = r_{EUR,t} - r_{EUR,t-1}$ bezeichnet wird.

Neben diesen aus dem strukturellen Modell hergeleiteten Einflussgrößen soll zusätzlich die Größe Illiquidität als auch die Veränderung des Kreditbuches bei deutschen Banken in die Studie einbezogen werden. In einigen vorangegangenen Studien hat sich Illiquidität als signifikanter Treiber für den Credit Spread erwiesen (siehe z.B. *Houweling* et al. (2005), *Jong/Driessen* (2006) sowie *Friewald* et al. (2012)). Somit stellt die Vernachlässigung der Liquiditätskomponente einen besonderen Kritikpunkt am strukturellen Merton-Modell dar.[3]

(5) Illiquidität: Ein liquider Markt ermöglicht es zuweilen großvolumige Wertpapiertransaktionen schnell und mit geringen Auswirkungen auf den Kurs des Wertpapiers abzuwickeln (siehe *Covitz/Downing* (2007)), S. 2304). Illiquidität entsteht hauptsächlich aus folgenden Gründen: Exogene Transaktionskosten, Nachfragedruck und Kosten durch Nutzung eines Market Makers, Unsicherheit und asymmetrische Information und der Schwierigkeit überhaupt einen Handelspartner zu finden. Kosten, die bei jeder Finanzmarkttransaktion anfallen, sind beispielsweise Prämien für Broker oder die Kosten für die Nutzung bestimmter Vertriebskanäle. Nachfragedruck entsteht durch die Tatsache, dass nicht zu jedem erdenklichen Zeitpunkt alle möglichen Gegenparteien auf dem Markt präsent und zum Wertpapierkauf/-verkauf bereit sind. Illiquidität entsteht auch allein aus der Tatsache heraus, dass überhaupt kein Handelspartner gefunden werden kann. Ist dieser Zustand durch einen Market Maker abgeschwächt, muss diesem aber ebenfalls eine Kompensation für das Risiko von Wertschwankungen, das er zwischen Kauf und Wiederverkauf eingeht, bezahlt werden. Die Möglichkeit, dass die Handelspartner über nicht öffentlich zugängliche Informationen verfügen und diesen Informationsvorsprung ausnutzen könnten, kann die Liquidität ebenfalls einschränken. Ein risikoaverser Investor wird sich das Risiko, einer illiquiden Marktsituation ausgesetzt zu sein, vergüten lassen (siehe z.B. *Amihud* et al. (2005), S. 270–271). Illiquidität sollte daher den Credit

[3] In diesem Zusammenhang betonen *Covitz/Downing* (2007), dass ein signifikanter Teil des Credit Spreads nicht über die Determinanten des strukturellen Modells erklärt werden kann.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Spread ausweiten (siehe z.B. *Elton* et al. (2004), *Houweling* et al. (2005), *Longstaff* et al. (2005) und *Friewald* et al. (2012)). Da es sich bei Mittelstandsanleihen um kleinvolumige Titel handelt, sollte eine Zunahme der Illiquidität den Credit Spread bei KMU stärker erhöhen als bei Blue Chips.

Das von *Bao* et al. (2011) entwickelte Illiquiditätsmaß γ basiert auf der Überlegung, dass Illiquidität zwei wesentliche Merkmale aufweist. Zum einen ist sie die Folge von Marktfriktionen, zum anderen ist ihr unmittelbarer Einfluss auf den Markt vorübergehend. Diese vorübergehende Komponente wird in folgender Gleichung mit u_t zum Ausdruck gebracht:

$$P_t = F_t + u_t \tag{1}$$

wobei F_t den fundamentalen Wert des am Markt beobachtbaren Anleihekurses P_t darstellt, der ohne Marktfriktionen bestehen würde. Innerhalb dieser Überlegung bezeichnet u_t das Illiquiditätsniveau des Marktes, dessen Ausprägung das Maß γ beschreiben soll. Durch die Annahme, dass F_t einem Random Walk folgt, ist γ nur von der vorübergehenden Komponente u_t abhängig und wird mit steigender Illiquidität größer (*Bao* et al. (2011), S. 917–918):

$$\gamma = -\mathrm{Cov}\left(P_t - P_{t-1}, P_{t+1} - P_t\right) = -\mathrm{Cov}\left(\Delta P_t, \Delta P_{t+1}\right). \tag{2}$$

Mit $\Delta\gamma_{it} = \gamma_{it} - \gamma_{it-1}$ wird die Veränderung des Bao-Illiquiditätsmaßes (2) von Anleihe i im Vergleich zur Vorperiode bezeichnet.[4]

(6) Kreditvergabe deutscher Banken: Werden z.B. infolge der neuen Eigenkapitalvorschriften von Basel III risikoreiche Kredite nicht mehr prolongiert, so hat dies unter Umständen Auswirkungen auf die Emissionstätigkeit sowie das Pricing am Markt für Mittelstandsanleihen. Etablierte Blue Chips sollten von dieser Entwicklung tendenziell weniger stark betroffen sein, da sie im Gegensatz zu KMU in der Vergangenheit bereits großvolumige Kredite am Kapitalmarkt erfolg-

[4] Neben dem *Bao* et al. (2011) Maß gibt es noch andere Illiquiditätsmaße, wie z.B. das *Amihud* (2002) Maß, welches die absolute Kursänderung ins Verhältnis zum Handelsvolumen setzt. Auf die Anwendung dieses Maßes wird verzichtet, da Volumendaten nicht lückenlos verfügbar sind.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

reich platziert haben. Darüber hinaus kann eine Reduktion der Kreditbeziehung zwischen KMU und Hausbank auch während der Laufzeit einer Mittelstandsanleihe KMU vor Finanzierungsprobleme stellen und dadurch Unsicherheit bei den Investoren auslösen, wodurch sich der Credit Spread erhöht. Um Änderungen in der Kreditbeziehung zwischen Banken und Unternehmen zu erfassen, wird als zusätzliche Variable die Veränderung des Volumens von Buchkrediten deutscher Banken an inländische Unternehmen, ΔKB_t, benutzt. Auf Basis obiger Überlegungen sollte eine Reduktion der Kreditvergabe den Credit Spread erhöhen.

Die Veränderungen der Credit Spreads werden mit Hilfe eines Panel-Modells mit N Unternehmen und T Zeitpunkten geschätzt:

$$\Delta CS_{it} = X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \tag{3}$$

für $i = 1,\ldots, N$ und $t = 1,\ldots, T$. Mit $\beta = (\beta_1,\ldots,\beta_k)'$ wird ein k-dimensionaler Koeffizientenvektor bezeichnet; $X_{it} = (X_{it,1},\ldots,X_{it,k})'$ enthält k explorative Variablen, die zuvor hergeleitet wurden und in Tabelle 1 zusammengefasst sind. Schließlich wird mit ε_{it} der Störterm des Modells und $\Delta CS_{it} = CS_{it} - CS_{it-1}$ die Veränderung des Credit Spreads des Unternehmens i zum Zeitpunkt t bezeichnet. Der Credit Spread folgt aus der Differenz der Rendite der Anleihe des Unternehmens i, Y_{it}, und der Rendite einer laufzeitäquivalenten, deutschen Bundesanleihe Y_{Gt}: $CS_{it} = Y_{it} - Y_{Gt}$.

Wenn nicht beobachtbare, unternehmensspezifische Effekte vorhanden sind, die mit den explorativen Variablen korrelieren, sind die geschätzten Parameter der OLS-Methode verzerrt (vgl. z.B. *Rottmann/Seitz* (2008) oder *Greene* (2012), p. 386). Aus diesem Grund schätzen wir zusätzlich zu Modell (3) ein um unternehmensspezifische, fixe Effekte, α_i, erweitertes Modell, um zu testen, ob nicht beobachtbare, fixe Effekte für die Schätzung von Bedeutung sind:

$$\Delta CS_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}. \tag{4}$$

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 1

Zusammenfassung der explorativen Variablen

Variable	Definition	Erwartetes Vorzeichen
Unternehmensspezifische Variable		
$\Delta\gamma_{it}$	Veränderung des Bao-Illiquiditätsmaßes	+
Gemeinsame Variablen		
DAX_t	Stetige Rendite des DAX	–
$SDAX_t$	Stetige Rendite des SDAX	–
ΔEUR_t	Veränderung des 3-Monats-Euribors	–
$VDAX_t$	Implizite Volatilität des DAX	+
ΔKB_t	Veränderung des Kreditbuches bei deutschen Banken	–
ΔStg_t	Veränderung der Steigung der Zinsstrukturkurve	–

IV. Empirische Analyse

1. Datenbasis und deskriptive Statistik

a) Datenbasis

Die Preisnotierungen der in Kapitel III. erläuterten Kapitalmarktvariablen werden für den Zeitraum vom 2. Mai 2011 bis 31. Oktober 2013 auf täglicher Basis erhoben. Für eine anschließende Betrachtung auf Monatsbasis werden Monatsdurchschnittswerte aus der Zeitreihe auf Tagesbasis gebildet. Durch die Bildung der ersten Differenzen reduziert sich der Zeitraum für die Veränderungen der Credit Spreads um einen Monat, d.h. von Juni 2011 bis Oktober 2013. Um konsistente Ergebnisse zu erhalten, werden ausschließlich Unternehmensanleihen von nicht-insolventen Emittenten in die Betrachtung einbezogen. Sowohl für KMU als auch Blue Chips liegt im Untersuchungszeitraum ein balanciertes Panel vor.

Das *KMU Panel* besteht aus Anleihen von 17 unterschiedlichen Unternehmen, die den quantitativen als auch qualitativen Gesichtspunkten deutscher Mittelstandsbörsen genügen. Aus Tabelle A.1 geht hervor, dass es signifikante Unterschiede im Hinblick auf die Höhe der Kupons zwi-

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

schen den einzelnen Sektoren gibt. Den höchsten Kupon mit 9,25 % offeriert Solar8. Mit 6,50 % bzw. 6,69 % weisen die Sektoren Immobilien und chemische Industrie den niedrigsten, durchschnittlich zu zahlenden Fremdkapitalzins auf, gefolgt vom Lebensmittelsektor mit 6,93 %. Knapp über der 7 %-Marke liegt der Durchschnitt des Sektors erneuerbare Energien. Im Durchschnitt 47 bzw. 125 Basispunkte mehr müssen Schuldner aus den Sektoren Maschinenbau/Automotive sowie Luftfahrt anbieten.

Das *Blue Chips Panel* enthält Anleihen von nichtfinanziellen Unternehmen aus dem DAX. Um eine Vergleichbarkeit beider Panels zu garantieren, orientieren sich die Eigenschaften der Blue Chips Anleihen (insbesondere Laufzeit und Fälligkeitsdatum) an den Papieren des KMU Panels.[5] Aus diesem Grund wurden Anleihen mit einer Laufzeit von mehr als zehn Jahren und/oder variabler Verzinsung nicht berücksichtigt. Zudem wurden Anleihen aus dem Finanzsektor ebenfalls nicht in die Studie einbezogen, da es sich bei den untersuchten KMU Anleihen ausschließlich um Emittenten aus dem realwirtschaftlichen Sektor handelt. Anhand obiger Kriterien konnten insgesamt 17 Anleihen ausgewählt werden, deren grundlegende Eigenschaften in Tabelle A.2 dargestellt sind. Im Gegensatz zu den KMU Anleihen haben die Emissionen von Blue Chips ein deutlich größeres Volumen. Zudem liegt der durchschnittliche Kupon von 4,96 % ca. 200 Basispunkte unter dem Durchschnitt der KMU Anleihen.

Das Bao-Illiquiditätsmaß (2) wird für jeden Monat anhand der in dem jeweiligen Monat registrierten, täglichen Schlusskurse der Anleihen ermittelt. Die Steigung der risikolosen Zinsstrukturkurve wird mittels der von der Deutschen Bundesbank bereit gestellten Renditen von zwei- und zehnjährigen Bundesanleihen errechnet. Zur Berechnung des Credit Spreads werden Renditen von Bundesobligationen verwendet, deren Restlaufzeiten mit der jeweiligen Anleihe i annähernd übereinstimmen. Das von der Deutschen Bundesbank ermittelte Kreditbuch umfasst das monatliche Volumen aller von deutschen Banken an inländische Unternehmen vergebenen Buchkredite.[6]

[5] Es wurden nur Anleihen berücksichtigt, die vor Beginn des Untersuchungszeitraums emittiert wurden und erst nach Ende des Untersuchungszeitraums fällig werden, um einen balancierten Datensatz zu erhalten.

[6] Die Einheit des Volumens beträgt Milliarden Euro.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

b) Deskriptive Statistik

Tabelle 2 enthält für beide Panels deskriptive Statistiken der monatlichen Credit Spreads, CS_{it}, sowie deren Veränderungen, ΔCS_{it}. Der Credit Spread der KMU Anleihen ist im Mittel ca. 540 Basispunkte höher als bei den Blue Chips, was einen wichtigen Unterschied zwischen beiden Stichproben markiert.

Zudem weisen die Anleihen im KMU Panel eine signifikant höhere Standardabweichung auf. In beiden Panels liegt eine rechtsschiefe Verteilung vor, allerdings ist das Ausmaß der Schiefe bei den Blue Chips stärker ausgeprägt. Die Ausprägung der Kurtosis lässt bei der Verteilung der Credit Spread Veränderungen auf eine leptokurtische Verteilung schließen.

Aus den Levin/Lin/Chu und Im/Pesaran/Shin Panel-Einheitswurzeltests folgt, dass die Credit Spreads im KMU Panel nicht stationär sind. Bei den Blue Chips zeigt nur der Im/Pesaran/Shin Test Nichtstationarität an. Beide Panels weisen nach Bildung der ersten Differenzen die ökonometrisch wünschenswerte Bedingung der Stationarität auf. Aus diesem Grund wird die folgende empirische Analyse für beide Panels auf Basis der Credit Spread Veränderungen durchgeführt.

Die grundlegenden, deskriptiven Merkmale der explorativen Variablen sind in Tabelle 3 enthalten. Der negative Mittelwert des Drei-Monats-Euribors reflektiert das seit der Finanzkrise eingetretene Absinken des Zinsniveaus. Die Renditen des SDAX schwanken im Untersuchungszeitraum tendenziell weniger als die des DAX. Beide Indizes besitzen positive Mittelwerte. Die im Betrachtungszeitraum insgesamt positive wirtschaftliche Entwicklung hat zu einem leichten Rückgang der impliziten Aktienmarktvolatilität geführt. Im KMU Panel dokumentiert das Bao-Illiquiditätsmaß ein deutlich größeres Level an Illiquidität als bei den Blue Chips. Zudem ist im Untersuchungszeitraum eine Reduktion des Kreditbuches feststellbar, die sich in einem negativen Mittelwert manifestiert.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 2

Deskriptive Statistiken der Credit Spreads sowie deren Veränderungen

	Panel A: KMU		*Panel B: Blue Chips*	
	Level	Veränderung	Level	Veränderung
Mittelwert	0,06933	0,00072	0,01488	0,00002
Median	0,06006	0,00015	0,01294	–0,00013
Maximum	0,21879	0,04574	0,05853	0,01898
Minimum	0,02594	–0,04499	–0,00420	–0,00693
Std.Abweichung	0,03332	0,01100	0,00760	0,00237
Schiefe	1,56359	0,23533	1,95355	2,03704
Kurtosis	3,06511	4,05963	6,15427	12,21176
Beobachtungen	510	493	510	493
STATIONARITÄT				
Levin/Lin/Chu	–0,51	–18,12*	–4,98*	–14,91*
Im/Pesaran/Shin	–1,47	–2,96*	–1,09	–3,02*

Ausgewählte deskriptive Statistiken auf Monatsbasis. In der linken Spalte jeder Anleihe sind die zugehörigen Werte der Credit Spreads, CS_{it}, abgebildet, in der rechten Spalte die der Credit Spread Veränderungen, ΔCS_{it}. Im unteren Teil der Tabelle sind die Prüfgrößen der Panel-Einheitswurzeltests enthalten, die einer asymptotischen Normalverteilung folgen. * steht für Ablehnung der jeweiligen Nullhypothese auf dem 1 % Signifikanzniveau. Die Resultate der Credit Spreads beziehen sich auf den Zeitraum Mai 2011 bis Oktober 2013. Durch die Bildung der ersten Differenzen reduziert sich der Zeitraum für die Veränderungen der Credit Spreads um einen Monat, d.h. Juni 2011 bis Oktober 2013.

Tabelle 3

Statistische Merkmale der explorativen Variablen

Variable	Mittelwert	Standardabw.	Minimum	Maximum
$\Delta\gamma_{it}$ (KMU)	0,1343	3,9706	–15,130	68,3789
$\Delta\gamma_{it}$ (Blue Chips)	–0,0001	0,0673	–0,6761	0,5981
DAX_t	0,0074	0,0586	–0,2131	0,1099
$SDAX_t$	0,0070	0,0504	–0,1498	0,0943
ΔEUR_t	–0,0414	0,0767	–0,2070	0,0394
$VDAX_t$	23,2990	7,9351	14,2768	44,4482
ΔKB_t	–2,3893	0,2020	–101,95	32,8150
ΔStg_t	–0,0001	0,0008	–0,0013	0,0013

Deskriptive Statistiken aller Regressoren auf Monatsbasis. Zeitraum: Juni 2011 bis Oktober 2013.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

2. *Ergebnisse der Panel-Modelle*

Die geschätzten Koeffizienten der Modelle (3) und (4) werden nach der Methode der Kleinsten Quadrate (OLS) geschätzt und sind in Tabelle 4 enthalten. Hinsichtlich der Modellanpassung lässt sich feststellen, dass die Nullhypothese unzureichender Modellerklärung (H_0: $\beta = 0$) des ersten F-Tests bei allen Modellen eindeutig abgelehnt werden kann. Die korrigierten Bestimmtheitsmaße liegen zwischen 25 und 46 %. Dieser Wert liegt in dem zu erwartenden Bereich bei auf ersten Differenzen basierenden Ansätzen (siehe z.B. *Collin-Dufresne* et al. (2001), *Blanco* et al. (2005) oder *Batten* et al. (2005)). Die Ergebnisse des zweiten F-Tests (H_0: $\alpha_i = \alpha$) zeigen, dass bei beiden Panels Modell (4) keine bessere Modellspezifikation darstellt und somit kann die Existenz von konstanten, unternehmensspezifischen Effekten nicht nachgewiesen werden. Deshalb werden im Folgenden nur die Ergebnisse von Modell (3) weiter erläutert. Im Übrigen unterscheiden sich die geschätzten Werte nur geringfügig. Auch *Kesch* et al. (2013) konnten für KMU aus dem erneuerbare Energien Sektor keine konstanten, unternehmensspezifischen Effekte nachweisen.

Bei Mehrfaktormodellen können die Ergebnisse einzelner Faktoren grundsätzlich durch Multikollinearität verzerrt sein. Um diesen Effekt zu messen, wird für alle Regressoren der Varianzinflationsfaktor (VIF) berechnet.[7] Je größer dieser Wert ist, desto stärker ist Multikollinearität ausgeprägt. Ab VIF > 10 stellt Multikollinearität ein schwerwiegendes Problem dar, dass u.a. zu ungenauen Parameterschätzern führen kann (siehe z.B. *Kennedy* (2010), S. 199). Tabelle A.3 enthält die geschätzten VIF für alle Anleihen. Die Ergebnisse zeigen, dass kein VIF einen Wert größer zehn annimmt. Zudem gilt für alle explorativen Variablen VIF < 5, somit ist insgesamt kein problematisches Ausmaß an Multikollinearität erkennbar. Allenfalls für den DAX und SDAX ist schwache Multikollinearität dokumentiert.

Der geschätzte Koeffizient des Illiquiditätsfaktors $\Delta\gamma_{it}$ ist bei den KMU Anleihen hoch signifikant auf dem 1 % Niveau und besitzt das erwartete, positive Vorzeichen. Dagegen kann im Blue Chips Panel keine Signifikanz dokumentiert werden. Demzufolge steigt der Credit Spread aufgrund von Liquiditätsengpässen bei KMU an. Dies könnte daran liegen, dass der Markt für Mittelstandsanleihen noch relativ „jung“ ist und es

[7] Der *VIF* des *j*-ten Regressors folgt aus $VIF_j = 1 / (1 - R_j^2)$, wobei R_j^2 das Bestimmtheitsmaß einer OLS-Regression der *j*-ten unabhängigen Variable auf alle übrigen explorativen Variablen darstellt.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 4

Geschätzte Koeffizienten der monatlichen Credit Spread Veränderungen

	Panel A: KMU		Panel B: Blue Chips	
	Modell (3)	Modell (4)	Modell (3)	Modell (4)
Konstante	–0,00476	–0,00476	–0,00091	–0,00090
	(–3,20)***	(–1,99)**	(–3,10)***	(–2,04)**
$\Delta\gamma_{it}$	0,00095	0,00094	0,00272	0,00273
	(4,41)***	(7,35)***	(1,44)	(1,29)
DAX_t	0,00376	0,00379	–0,02285	–0,02284
	(0,30)	(0,41)	(–5,86)***	(–5,37)***
$SDAX_t$	–0,06239	–0,06241	0,00420	0,00420
	(–3,54)***	(–4,25)***	(1,84)*	(2,29)**
ΔEUR_t	0,00596	0,00598	0,00795	0,00795
	(0,94)	(0,74)	(9,12)***	(10,92)***
$VDAX_t$	0,00026	0,00026	0,00006	0,00006
	(4,36)***	(3,91)***	(4,57)***	(4,19)***
ΔKB_t	–0,00003	–0,00003	0,000003	0,000003
	(–1,97)**	(–1,98)**	(0,84)	(0,84)
ΔStg_t	0,49504	0,49544	–0,36498	–0,36498
	(0,86)	(0,39)	(–4,35)***	(–4,35)***
Beobachtungen	493	493	493	493
adjustiertes R^2	0,26	0,25	0,46	0,45
F-Test (H_0: $\beta = 0$)	25,43***	24,28***	59,34***	58,43***
F-Test (H_0: $\alpha_i = \alpha$)	0,12		0,53	

Geschätzte Koeffizienten von Modell (3) und (4) mit für Heteroskedastizität und Autokorrelation angepassten t-Werten in Klammern. Modell (3) wird ohne und Modell (4) mit Berücksichtigung von fixen Effekten geschätzt. Der erste F-Test prüft die Nullhypothese, ob sämtliche Steigungskoeffizienten β gleich Null sind. Mit dem zweiten F-Test wird die Nullhypothese der Nichtexistenz von nicht observablen, unternehmensspezifischen Effekten getestet. *, **, *** kennzeichnen statistisch signifikante Werte bei einem Signifikanzniveau von 10 %, 5 % bzw. 1 %. Zeitraum: Juni 2011 bis Oktober 2013.

sich bei den untersuchten Papieren überwiegend um kleinvolumige Emissionen handelt.[8] Der zweite Punkt wird von *Kesch* et al. (2013) für KMU aus dem Sektor erneuerbare Energien bestätigt: Höhere Emissionsvolumina senken die Liquiditätsprämie, da die Sekundärmarktliquidität da-

[8] Die meisten Emissionen von KMU haben nur ein Volumen ca. 50 Millionen. Dagegen ist bei Blue Chips das Emissionsvolumen i.d.R. mindestens zehn Mal so hoch.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

durch steigt. Somit stellt das Liquiditätsrisiko für das Pricing von Mittelstandsanleihen einen wichtigen Faktor dar.

Die Veränderung des wirtschaftlichen Umfelds, gemessen durch die Renditen des DAX und SDAX, erweist sich in ihrer Wirkung unterschiedlich. Im KMU Panel ist für die DAX-Rendite kein signifikanter Einfluss auf die Credit Spreads messbar. Allerdings besteht zwischen der SDAX-Rendite und den Credit Spread Veränderungen ein hoch signifikanter, negativer Einfluss, der gemäß dem Merton-Modell zu erwarten ist. Die höhere Signifikanz der SDAX-Rendite ist kein unerwartetes Resultat, da KMU teilweise auch im SDAX notiert sind und mit anderen kleineren Unternehmen, die sich im SDAX befinden, eine tendenziell höhere Korrelation als mit Standardwerten des DAX besitzen. Im Gegensatz zum KMU Panel ist die DAX-Rendite bei den Blue Chips hoch signifikant mit negativem Vorzeichen. Die SDAX-Rendite ist auf dem 10 % Niveau signifikant, deutet jedoch einen positiven Zusammenhang an. Insgesamt signalisiert bei den Blue Chips der geschätzte t-Wert der DAX-Rendite (-5,86) eine deutlich höhere Signifikanz im Vergleich zur SDAX-Rendite.

Die Veränderung des risikolosen Zinssatzes, ΔEUR_t, hat keinen Einfluss auf die Veränderung der Credit Spreads bei den KMU Anleihen. Dagegen ist der geschätzte Koeffizient bei den Blue Chips Anleihen hoch signifikant, jedoch mit positiven Vorzeichen. Gemäß dem Merton-Modell wäre hier ein negativer Zusammenhang zu erwarten. Allerdings dokumentieren *Rottmann/Seitz* (2008) ebenfalls einen positiven Zusammenhang zwischen risikolosem Zins und Credit Spread für deutsche Unternehmensanleihen. *Rottmann/Seitz* (2008) weisen darauf hin, dass eine Erhöhung des Zinses zwar im Widerspruch zum Merton-Modell steht, aber sich mit dem Verhalten von risikoaversen Anlegern begründen lässt: Bei unterstellter Konstanz der Risikoprämie, verlangt ein Investor nach einem Zinsanstieg einen höheren Spread.

Der Einfluss der impliziten Volatilität (VDAX) auf die Credit Spreads, ist in beiden Panels hoch signifikant mit erwarteten, positiven Vorzeichen. Vorherige Studien konnten ebenfalls einen positiven Zusammenhang zwischen Credit Spreads und impliziter Aktienmarktvolatilität bestätigen (siehe z.B. *Collin-Dufresne* et al. (2001) sowie *Rottmann/Seitz* (2008)). Aufgrund von teilweise nicht vorhandener Börsennotierung wurde auf die Untersuchung der unternehmensspezifischen Eigenkapitalvolatilität verzichtet. *Rottmann/Seitz* (2008) und *Galil* et al. (2014) finden einen positiven Einfluss der Eigenkapitalvolatilität auf Unternehmensebene. Allerdings zeigen *Rottmann/Seitz* (2008) für deutsche Unterneh-

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

mensanleihen, dass bei gleichzeitiger Betrachtung von unternehmensspezifischer Volatilität und VDAX der geschätzte Koeffizient des VDAX signifikant negativ ist.

Hinsichtlich der Veränderung des Kreditbuches deutscher Banken, ΔKB_t, zeigt sich ein differenziertes Bild in beiden Panels. Eine Reduktion der Kreditvergabe deutscher Banken an inländische Unternehmen erhöht den Credit Spread bei KMU Anleihen. Eine mögliche Erklärung hierfür könnte sein, dass deutsche Banken im Zuge der neuen Basel III Regeln risikoreichere Kredite nicht mehr oder nur noch zu erhöhten Kosten prolongieren. Demzufolge müssen KMU verstärkt andere Finanzierungswege, wie z.B. Emission von Anleihen, nutzen. Allerdings sind Mittelstandsanleihen, die zur Anschlussfinanzierung von nichtverlängerten Bankkrediten dienen, grundsätzlich kostenintensiver, da KMU u.a. Investoren eine entsprechende Risikoprämie offerieren müssen, um die Anleihe erfolgreich platzieren zu können.[9] Ein verweigerter Bankkredit kann KMU auch während der Laufzeit der Mittelstandsanleihe vor Finanzierungsprobleme stellen und dadurch Unsicherheit bei den Investoren auslösen, wodurch sich der Credit Spread erhöht. Für Blue Chips können obige Überlegungen nicht belegt werden. Die Veränderung des Kreditbuches übt keinen signifikanten Einfluss auf deren Credit Spreads aus. Im Gegensatz zu KMU haben Blue Chips in der Vergangenheit bereits großvolumige Kredite am Kapitalmarkt erfolgreich platziert und auch wieder getilgt, daher konnten sie bei Investoren ein entsprechendes Vertrauen erwerben.

In Analogie zu den Resultaten des risikolosen Zinses ist der geschätzte Koeffizient von ΔStg_t im KMU Panel nicht signifikant. Dagegen konnte bei den Blue Chips Anleihen eine hoch signifikante, negative Beziehung zwischen Änderungen der Credit Spreads und der Steigung der risikolosen Zinsstruktur ermittelt werden. Ein negativer Zusammenhang wurde ebenfalls für den amerikanischen Markt von *Collin-Dufresne* et al. (2001) dokumentiert. Somit lässt sich in Bezug auf Zinsdeterminanten insgesamt feststellen, dass klassische Pricing Variablen, wie der risikolose Zins und die Steigung der risikolosen Zinsstruktur, für das Pricing der Credit Spread Änderungen bei KMU Anleihen keine Rolle spielen. Für Blue Chips lässt sich dieses Ergebnis nicht bestätigen.

[9] Weitere Kosten entstehen z.B. für Anwälte, Börse, Kapitalmarktbetreuer, Marketing, Prüfung durch die Bundesanstalt für Finanzdienstleistungen und den Wirtschaftsprüfer.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

3. Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse

Um den nicht erklärten Teil der Streuung der Credit Spread Veränderungen zu analysieren, wird in Anlehnung an *Collin-Dufresne* et al. (2001) und *Riedel* et al. (2013) eine Hauptkomponentenanalyse der Residuen von Modell (3) für beide Panels durchgeführt. Tabelle 5 enthält die Faktorladungen für die Residuen der einzelnen Unternehmen, die geschätzten Eigenwerte sowie den Anteil an erklärter Varianz der ersten vier Hauptkomponenten (HK).

Im Blue Chips Panel erklärt die erste Hauptkomponente ca. 42 % der Residualstreuung. Allerdings werden nicht alle Anleihen in derselben Weise von HK1 beeinflusst, wodurch kein eindeutiger Nachweis für eine systemische Hauptkomponente erbracht werden kann.[10] Mit Hilfe von vier Hauptkomponenten kann sogar die komplette Residualstreuung erklärt werden.

Die Hauptkomponenten der KMU Anleihen zeigen ein differenziertes Bild. Die erste Hauptkomponente hat nur einen Erklärungsgehalt von 18 %. Zudem haben die Vorzeichen der Ladungen der ersten als auch der übrigen Hauptkomponenten kein einheitliches Vorzeichen. Somit kann auch in den Residuen der KMU Anleihen kein eindeutiger Nachweis für eine systemische Hauptkomponente erbracht werden. Außerdem können die ersten vier Hauptkomponenten nur 60 % der Residualstreuung erklären. Aus diesen Ergebnissen wird deutlich, dass die Residuen im KMU Panel stärker fragmentiert sind und nicht durch vier gemeinsame Hauptkomponenten erklärt werden können. Mögliche Gründe hierfür können sein, dass der Markt für Mittelstandsanleihen noch nicht so gefestigt ist wie Blue Chips und daher zeitvariable, unsystematische Komponenten, wie z.B. ein lokaler Nachfrageschock oder Besonderheiten der Emittenten bezüglich Branche und Geschäftsmodell, hier eine größere Rolle spielen.

---

[10] *Collin-Dufresne* et al. (2001) dokumentieren einen systemischen Faktor am U.S. Bondmarkt, können ihm jedoch keine beobachtbaren, finanziellen oder makroökonomischen Variablen zuordnen. Basierend auf diesem Ergebnis führen *Riedel et al.* (2013) ein Regime-Switching Modell mit zwei unbeobachtbaren Zuständen ein. Die Ergebnisse der Autoren zeigen, dass damit der Erklärungsgehalt der Modelle einerseits deutlich ansteigt und dass sich andererseits die beiden Zustände als latente Zustände des Kreditmarkt-Zyklus interpretieren lassen.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 5

Hauptkomponentenanalyse der Residuen

	Panel A: KMU					Panel B: Blue Chips			
Eigenvektoren (Ladungen)	HK1	HK2	HK3	HK4	Eigenvektoren (Ladungen)	HK1	HK2	HK3	HK4
Residuen ΔCS (Air Berlin)	–0,235	0,083	0,139	–0,254	Residuen ΔCS (Adidas)	0,2730	0,0497	–0,0127	–0,0722
Residuen ΔCS (Dürr)	0,006	0,037	–0,001	–0,027	Residuen ΔCS (BASF)	0,0056	0,0206	0,0180	–0,0045
Residuen ΔCS (EXER D)	–0,374	0,037	–0,660	0,122	Residuen ΔCS (Bayer)	0,0242	–0,0052	0,7408	0,1571
Residuen ΔCS (German Pellets)	0,305	0,122	–0,063	0,050	Residuen ΔCS (BMW)	–0,0170	0,0032	0,0475	0,1146
Residuen ΔCS (Golden Gate)	–0,030	0,095	–0,047	0,056	Residuen ΔCS (Daimler)	0,0002	0,0016	–0,0068	0,0129
Residuen ΔCS (Joh. F. Behrens)	0,026	–0,028	0,134	0,019	Residuen ΔCS (e.on)	0,0005	0,0131	–0,0030	0,0053
Residuen ΔCS (KTG Agrar)	0,024	0,045	0,009	0,053	Residuen ΔCS (Heidelberger Cement)	–0,0137	–0,1044	–0,0131	0,0277
Residuen ΔCS (MAG IAS)	–0,679	0,249	0,276	–0,369	Residuen ΔCS (K+S)	–0,0147	0,0015	–0,6349	–0,1258
Residuen ΔCS (Nabaltec)	0,064	–0,045	0,458	–0,086	Residuen ΔCS (Lanxess)	0,0030	–0,0045	–0,0114	–0,0051
Residuen ΔCS (PCC)	0,006	0,114	–0,033	0,089	Residuen ΔCS (Linde)	–0,0001	0,0007	0,0013	–0,0068
Residuen ΔCS (Rena)	–0,173	0,122	–0,243	–0,233	Residuen ΔCS (Lufthansa)	0,0066	–0,0319	–0,0136	0,0259
Residuen ΔCS (SAG Solar)	0,010	0,062	0,023	0,053	Residuen ΔCS (Merck)	–0,9313	0,1165	0,0162	0,0291
Residuen ΔCS (Schneekoppe)	–0,035	–0,091	0,197	0,040	Residuen ΔCS (SAP)	–0,1969	0,0818	–0,0025	–0,0454
Residuen ΔCS (Solar8)	–0,417	–0,119	0,272	0,793	Residuen ΔCS (Siemens)	0,0505	0,1200	–0,2088	0,9566
Residuen ΔCS (Underberg)	–0,173	–0,888	–0,128	–0,178	Residuen ΔCS (Telekom)	0,0481	0,7837	0,0300	–0,0726
Residuen ΔCS (Uniwheels)	0,092	–0,203	0,180	–0,182	Residuen ΔCS (Thyssen–Krupp)	–0,0148	–0,0400	–0,0003	0,0995
Residuen ΔCS (Valensina)	–0,023	–0,123	0,117	–0,079	Residuen ΔCS (Volkswagen)	0,1133	0,5783	0,0051	–0,0789
Eigenwerte	2,997	2,594	1,846	1,465	Eigenwerte	3,320	2,943	1,811	1,621
Standardabweichung	0,020	0,018	0,018	0,016	Standardabweichung	0,032	0,024	0,023	0,020
Anteil an erklärter Varianz	0,181	0,157	0,142	0,117	Anteil an erklärter Varianz	0,417	0,223	0,205	0,156
kumuliert (Anteil an Varianz)	0,181	0,337	0,479	0,597	kumuliert (Anteil an Varianz)	0,417	0,640	0,844	1,000

Gegenstand der Hauptkomponentenanalyse sind die zuvor für Modell (3) geschätzten Residuen für monatliche Credit Spread Veränderungen. Der erste Teil der Tabelle beinhaltet die Eigenvektoren (Ladungen), im zweiten Teil sind Eigenwerte, Standardabweichung, der Anteil an der erklärten Varianz und der kumulierte Anteil an der erklärten Varianz dargestellt. Zeitraum: Juni 2011 bis Oktober 2013.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

V. Zusammenfassung und Ausblick

Gegenstand dieser Arbeit ist die Identifikation von Einflussfaktoren, die die Veränderungen von Credit Spreads deutscher Mittelstandsanleihen in den neu geschaffenen Mittelstandsegmenten deutscher Börsen erklären. Zudem werden Unterschiede zu etablierten Anleihen von deutschen Blue Chips herausgearbeitet. Zentrale Unterschiede ergeben sich bei strukturellen Zinsvariablen und für Änderungen der Kreditvergabepolitik deutscher Banken. Demnach führt eine Reduktion der Kreditvergabe zu einer Erhöhung des Credit Spreads bei KMU Anleihen. Bei Blue Chips ergibt sich kein signifikanter Zusammenhang. Dieses Resultat zeigt, dass KMU von einer Verschlechterung der Hausbankbeziehung stärker betroffen sind als große Unternehmen. Vor diesem Hintergrund stellen Mittelstandsanleihen für KMU eine wichtige Finanzierungsoption dar. Im Gegensatz zu Blue Chips wurde bei KMU ein positiver Zusammenhang zwischen Liquiditätsengpässen und Veränderungen des Credit Spreads dokumentiert.

Allerdings wird die weitere Entwicklung des Marktes für Mittelstandsanleihen nicht nur von den in der Arbeit untersuchten Faktoren, sondern auch von der Beziehung der Unternehmen zu ihren Kreditnehmern beeinflusst. Für eine wiederholte Nutzung des Kapitalmarkts sollten Unternehmen kapitalmarktrelevante Informationen effizient und zeitnah zur Verfügung stellen (vgl. z.B. *Achleitner/Volk* (2013), S. 166). Des Weiteren ist zu bedenken, dass ein stärkerer Anstieg des allgemeinen Zinsniveaus die Anleihe-Spreads reduzieren dürfte, wodurch zukünftige Emissionen wahrscheinlich erschwert würden.

Literatur

Acharya, V. V./*Amihud*, Y./*Bharath*, S. T. (2013): Liquidity risk of corporate bond returns: conditional approach, Journal of Financial Economics 110: 358–386.

Achleitner, A.-K./*Volk*, S. (2013): Anleihen und Schuldscheindarlehen als Finanzierungsinstrumente, Corporate Finance biz, Heft 3/2013: 157–169.

Amihud, Y. (2002): Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects, Journal of Financial Markets 5: 31–56.

Amihud, Y./*Mendelson*, H./*Pedersen*, H. (2005): Liquidity and asset prices, Foundations and Trends in Finance 1: 269–364.

Bao, J./*Pan*, J./*Wang*, J. (2011): The illiquidity of corporate bonds, Journal of Finance 66: 911–946.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Batten, J. A./*Hogan*, W. P./*Jacoby*, G. (2005): Measuring credit spreads: evidence from Australian Eurobonds, Applied Financial Economics 15: 651–666.

Black, F./*Scholes*, M. (1973): The pricing of options and corporate liabilities, Journal of Political Economy 81: 637–654.

Blanco, R./*Brennan*, S./*Marsh*, I. W. (2005): An empirical analysis of the dynamic relation between investment-grade bonds and credit default swaps, Journal of Finance 60: 2255–2281.

Bösl, K./*Hasler*, T. (2012): Mittelstandsanleihen: Überblick und Weiterentwicklungspotenziale, in Bösl, K. (Hrsg.), Mittelstandsanleihen, Ein Leitfaden für die Praxis (Springer Gabler, Wiesbaden), S. 10–30.

Campbell, J. Y./*Taksler*, G. B. (2003): Equity volatility and corporate bond yields, Journal of Finance 58: 2321–2348.

Chen, L./*Lesmond*, D. A./*Wei*, J. (2007): Corporate yield spreads and bond liquidity, Journal of Finance 67: 119–149.

Collin-Dufresne, P./*Goldstein*, R. S./*Martin*, J. S. (2001): The determinants of credit spread changes, Journal of Finance 56: 2177–2208.

Covitz, D./*Downing*, C. (2007): Liquidity or credit risk? The determinants of very short-term corporate yield spreads, Journal of Finance 62: 2303–2328.

Dbouk, W./*Kryzanowski*, L. (2010): Determinants of credit spread changes for the financial sector, Studies in Economics and Finance 27: 67–82.

Deutsche Börse AG (2012): Die Indexwelt der Deutschen Börse, http://www.dax-indices.com/DE/MediaLibrary/Document/120611_DeutscheBoerse_D_WEB.pdf, (abgerufen am 05.05.2014).

– (2013): Leitfaden zu den Aktienindizes der Deutschen Börse, http://www.dax-indices.com/DE/MediaLibrary/Document/Leitfaden_Aktienindizes.pdf, (abgerufen am 05.05.2014).

Duffie, D./*Singleton*, K. (1999): Modeling term structures of defaultable bonds, Review of Financial Studies 12: 687–720.

Elton, E. J./*Gruber*, M. J./*Agrawal*, D./*Mann*, C. (2001): Explaining the rate spread on corporate bonds, Journal of Finance 56: 247–277.

– (2004): Factors Affecting the Valuation of Corporate Bonds, Journal of Banking & Finance 28: 2747–2767.

Friewald, N./*Jankowitsch*, R./*Subrahmanyam*, M. G. (2012): Illiquidity or credit deterioration: A study of liquidity in the US corporate bond market during financial crises, Journal of Financial Economics 105: 18–36.

Galil, K./*Shapir*, O. M./*Amiram*, D./*Ben-Zion*, U. (2014): The determinants of CDS spreads, Journal of Banking & Finance 41: 271–282.

Greene, P. (2012): Econometric analysis, 7th Edition, Pearson, Prentice Hall, New Yersey.

Helwege, J./*Huang*, J.-Z./*Wang*, Y. (2014): Liquidity effects in corporate bond spreads, Journal of Banking & Finance 45, 105–116.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Houweling, P./*Mentink*, A./*Vorst*, T. (2005): Comparing possible proxies of corporate bond liquidity, Journal of Banking & Finance 29: 1331–1358.

Huang, J.-Z./*Huang*, M. (2012): How much of the corporate treasury-spread is due to credit risk?, Review of Asset Pricing Studies 2: 154–202.

Jong, F. de/*Driessen*, J. (2006): Liquidity risk premia in corporate bond markets, Working Paper, Tilburg University and University of Amsterdam.

Kennedy, P. (2010): A Guide to Econometrics, 6th Edition, Wiley-Blackwell, Oxford.

Kesch, L./*Maul*, D./*Schiereck*, D. (2013): Einflussfaktoren auf die Bondemissionsprämie im Bereich der alternativen Energien: Eine Note, Credit and Capital Markets 46: 523–554.

Lin, H./*Wang*, J./*Wu*, C. (2011): Liquidity risk and the expected corporate bond returns, Journal of Financial Economics 99: 628–650.

Longstaff, F. A./*Mithal*, S./*Neis*, E. (2005): Corporate yield spreads: Default risk or liquidity? New evidence from the credit default swap market, Journal of Finance 60: 2213–2253.

Longstaff, F. A./*Schwartz*, E. S. (1995): A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt, Journal of Finance 50: 789–819.

Merton, R. C. (1974): On the pricing of corporate debt: The risk structue of interest rates, Journal of Finance 29: 449–470.

Papageorgiou, N./*Skinner*, F. S. (2006): Credit spreads and the zero-coupon treasury spot curve, Journal of Financial Research 29: 421–439.

Riedel, C./*Thuraisamy*, K. S./*Wagner*, N. (2013): Credit cycle dependent spread determinants in emerging sovereign debt markets, Emerging Markets Review 17: 209–223.

Rottmann, H./*Seitz*, F. (2008): Credit Spreads und ihre Determinanten: Eine empirische Analyse für Deutschland, Kredit und Kapital 41: 59–78.

Wagner, N./*Hogan*, W./*Batten*, J. A. (2005): Interest rates, stock returns and credit spreads: Evidence from German Eurobonds, Economic Notes 34: 35–50.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Anhang

Tabelle A.1

Überblick über die Eigenschaften der untersuchten KMU Anleihen

	Fälligkeit	Emissions-volumen*	Kupon	Laufzeit in Jahren
Chemische Industrie				
Nabaltec AG	15.10.2015	30.000.000	6,50 %	5
PCC SE	01.07.2015	30.000.000	6,88 %	4,3
Ø		*30.000.000*	*6,69 %*	*4,6*
Erneuerbare Energien				
SAG Solarstrom AG	15.12.2015	50.000.000	6,25 %	5
Solar8 Energy AG	06.04.2016	10.000.000	9,25 %	5
German Pellets GmbH	01.04.2016	75.000.000	7,25 %	5
EXER D GmbH	01.02.2016	50.000.000	5,70 %	5
Rena GmbH	15.12.2015	75.000.000	7,00 %	5
Ø		*52.000.000*	*7,09 %*	*5*
Immobilien				
Golden Gate AG	11.10.2014	30.000.000	6,50 %	3,5
Ø		*30.000.000*	*6,50 %*	*3,5*
Lebensmittel				
Valensina GmbH	28.04.2016	50.000.000	7,38 %	5
Semper idem Underberg GmbH	20.04.2016	50.000.000	7,13 %	5
Schneekoppe GmbH & Co. KG	20.09.2015	10.000.000	6,45 %	5
KTG Agrar AG	15.09.2015	25.000.000	6,75 %	5
Ø		*33.750.000*	*6,93 %*	*5*
Luftfahrt				
Air Berlin plc	01.11.2014	150.000.000	8,25 %	7
Ø		*150.000.000*	*8,25 %*	*7*
Maschinenbau/Automotive				
Uniwheels GmbH	19.04.2016	50.000.000	7,50 %	5
Joh. Friedrich Behrens AG	15.03.2016	30.000.000	8,00 %	5
MAG IAS GmbH	08.02.2016	50.000.000	7,50 %	5
Dürr AG	28.09.2015	225.000.000	7,25 %	5
Ø		*88.750.000*	*7,56 %*	*5*

* Erstemissionsvolumen ohne Aufstockung.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle A.2

Überblick über die Eigenschaften der untersuchten Blue Chips Anleihen

Emittent	Fälligkeit	Emissions-volumen	Kupon	Laufzeit in Jahren
Bauindustrie				
Heidelberg Cement	15.12.2015	650.000.000	6,75 %	5
Ø		*650.000.000*	*6,75 %*	*5*
Chemie/Pharma				
BASF	07.07.2017	300.000.000	4,63 %	8
Bayer	26.09.2014	1.300.000.000	4,63 %	5
K+S	24.09.2014	750.000.000	5,00 %	5
Lanxess	21.09.2016	200.000.000	5,50 %	7
Merck	24.03.2015	1.350.000.000	3,38 %	5
Ø		*780.000.000*	*4,63 %*	*6*
Kraftfahrzeuge				
BMW	18.01.2017	1.500.000.000	3,88 %	7
Daimler	19.01.2017	1.000.000.000	4,13 %	7
Volkswagen	09.02.2016	1.000.000.000	7,00 %	7
Ø		*1.166.666.667*	*5,00 %*	7
Luftfahrt				
Lufthansa	07.07.2016	750.000.000	6,50 %	7
Ø		*750.000.000*	*6,50 %*	7
Sportartikel				
Adidas	14.07.2014	500.000.000	4,75 %	5
Ø		*500.000.000*	*4,75 %*	*5*
Software/Telekom				
SAP	10.04.2017	500.000.000	3,50 %	7
Deutsche Telekom	20.01.2017	2.000.000.000	6,00 %	8
Ø		*1.250.000.000*	*4,75 %*	*7,5*
Technologie				
Linde	13.11.2014	400.000.000	3,63 %	5
Siemens	20.02.2017	2.000.000.000	5,13 %	8
Thyssen-Krupp	18.03.2015	750.000.000	4,38 %	10
Ø		*1.050.000.000*	*4,38 %*	*7,7*
Versorger				
e.on	19.01.2016	1.500.000.000	5,50 %	7
Ø		*1.500.000.000*	*5,50 %*	7

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle A.3

Varianzinflationsfaktoren der erklärenden Variablen

	$\Delta\gamma_{it}$	DAX_t	$SDAX_t$	ΔEUR_t	$VDAX_t$	ΔKB_t	ΔStg_t
KMU	1,00	4,13	4,81	1,18	1,44	1,20	1,17
Blue Chips	1,15	4,33	4,81	1,20	1,49	1,20	1,19

Geschätzte Varianzinflationsfaktoren. Der *VIF* des j-ten Regressors folgt aus $VIF_j = 1 / (1 - R_j^2)$, wobei R_j^2 das Bestimmtheitsmaß einer OLS-Regression der j-ten unabhängigen Variable auf alle übrigen explorativen Variablen darstellt.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.48.1.121 | Generated on 2025-07-14 09:23:47
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/