

Daube, Carl Heinz; Krivenkov, Vladislav

Research Report

Neu-Emissions-Prämien bei Anleihen - Eine empirische Untersuchung zu Existenz und Höhe von Prämien für Neu-Emissionen bei Unternehmensanleihen

Suggested Citation: Daube, Carl Heinz; Krivenkov, Vladislav (2018) : Neu-Emissions-Prämien bei Anleihen - Eine empirische Untersuchung zu Existenz und Höhe von Prämien für Neu-Emissionen bei Unternehmensanleihen, ZBW – Leibniz Information Centre for Economics, Kiel, Hamburg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/179425>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Carl Heinz Daube und Vladislav Krivenkov^{*)}

Neu-Emissions-Prämien bei Anleihen

Eine empirische Untersuchung zu Existenz und Höhe von Prämien für Neu-Emissionen bei Unternehmensanleihen

Abstract

Despite the fact that underpricing in new-issued bonds has been part of the academic discussion since at least 1969, it never got the same attention as underpricing of stock market IPOs. This paper follows the discussion and analyzes the pricing of 1.566 fixed coupon Euro-dominated corporate bonds issued between 2009 and 2017. One of the main insights is a significant new-issue premium in the analyzed sample. The descriptive analysis of the realized issue premia is followed by a statistical modeling of these based on some bond characteristics.

Zusammenfassung

Underpricing bei der Neuemission von Anleihen war seit Ende 1960er Jahre immer wieder Gegenstand der Forschung, gleichwohl wurde damit nicht ansatzweise die Aufmerksamkeit erzielt wie mit dem Phänomen des Underpricing bei Aktien-Neuemission. In diesem Forschungsbericht wird die Thematik erneut aufgegriffen. Dazu werden 1.566 EURO-denominierte Festzinsanleihen untersucht, die zwischen 2009 und 2017 emittiert wurden. Ein zentrales Ergebnis ist der Nachweis von signifikanten Neuemissions-Prämien in der untersuchten Stichprobe. Nach der beschreibenden Analyse der realisierten Premien erfolgt eine eingehende statistische Analyse der Anleihen in der Stichprobe.

^{*)} **Prof. Dr. Carl Heinz Daube**, Professur für Finanzierung an der NBS Northern Business School, IUCF Institut für Unternehmensrechnung, Controlling und Finanzmanagement;
Vladislav Krivenkov, B.A., ist Mitarbeiter am IUCF.

1 Einleitung

Das Phänomen der Neu-Emissions-Prämien bei Anleihen ist seit über 50 Jahren Teilen der akademischen Welt bekannt und in unregelmäßigen Abständen im Fokus von wissenschaftlichen Untersuchungen (unter anderem Datta/ Iskandar-Datta/ Patel (1997), Lindvall (1977), Ederington (1974), Conard/ Frankena (1969)). Die Untersuchungen von Neu-Emissions-Prämien bei Aktien¹, zogen jedoch stets mehr Aufmerksamkeit auf sich als die von Anleihen. So sind die Untersuchungen von Neu-Emissions-Prämien bei Anleihen immer noch eine Nische.²

Neu-Emissions-Prämien sind das Ergebnis von underpricing. Hierbei werden Wertpapiere, in diesem Fall Anleihen, günstiger angeboten, als sie angeboten hätten werden können. Dies mag zwar vorteilhaft für den Käufer erscheinen, jedoch führt es zu Mindereinnahmen beim Verkäufer. Im konkreten Fall der Anleihen bedeutet dies, dass Anleihen bei Emission (im Primärmarkt) zu einer höheren Rendite (und damit zu höheren Finanzierungskosten für den Emittenten) begeben werden als diese später nach der Emission von den Inhabern der Anleihen angeboten werden. Die Emission einer Anleihe durch ein Unternehmen gehört systematisch zur Außenfinanzierung bzw. Fremdfinanzierung, da sich das Unternehmen von außen durch Dritte neue bzw. zusätzliche liquide Mittel beschafft.³

Die Sicht der Literatur auf das Phänomen von Neu-Emissions-Prämien, deren Entstehung sowie deren Höhe wird anhand einer vergleichsweise großen Stichprobe untersucht. Im Rahmen der Untersuchung wird die Differenz zwischen dem Emissionspreis und dem theoretischen fairen Preis der Anleihe bei Emission als Neu-Emissions-Spread definiert. Wird diese Differenz im Zeitverlauf abgebaut, so wird die realisierte Spreadveränderung als Neu-Emissions-Prämie bezeichnet.

¹ Vgl. Döhrmann, Andreas B.: Underpricing oder Fair Value - Das Kursverhalten deutscher Erstemissionen, Wiesbaden 1990; Michalak, Tobias C./ Neuhaus, Stefan: Underpricing und einjährige Performance von Neuemissionen am deutschen Kapitalmarkt nach der Neuen Markt-Ära, in: Finanz-Betrieb - Zeitschrift für Unternehmensfinanzierung und Finanzmanagement, Heft 10.2008, Düsseldorf 2008, S. 184-192; Ritter, Jay R.: The Long-Run Performance of initial Public Offerings, in: Journal of Finance, Heft 1.46, Hoboken (NJ) 1991. S. 3-27 und Allen, Franklin Faulhaber, Gerald R.: Signalling by underpricing in the IPO market, in: Journal of Financial Economics, Heft 2.1989, August 1989, S. 303-323.

² Vgl. Rojahn, Joachim/ Schyra, Andreas: Underpricing deutscher Corporate Bond Emissionen, in: Corporate Finance, Heft 2.2010, Düsseldorf 2010. S. 123-128. Hier: S. 123

³ Einen systematischen Überblick über unterschiedliche Finanzierungsformen findet man u.a. bei Perridon, Louis/ Steiner, Manfred/ Rathgeber, Andreas: Finanzwirtschaft der Unternehmung, 17. Aufl. München 2017.

Als Literaturgrundlage für diese Untersuchung dienten unter anderem die Untersuchungen von Conard/ Frankena (1969), Ederington (1974), Lindvall (1977), Datta/ Iskandar-Datta/ Patel (1997), Rojahn/ Schyra (2010), Hird/ Young (2014). Eine ganz kurze Übersicht einiger relevanter Merkmale dieser Untersuchungen findet sich zusammengefasst in Tabelle 1.

Tabelle 1: Synopse ausgewählter Literaturquellen⁴

Untersuchung	Zeitraum	Stichprobe	Benchmark	Höhe der NEP oder NES
Untersuchung in Abschnitt 2	Mitte 2009-Mitte 2017	1556 EUR IG-Anleihen mit fixem Kupon	Bloomberg BVAL Yields	Median NES: 14.7 bp Median NEP nach 8W: 12.6 bp Durchschn. NES: 30.9 bp Durchschn. NEP nach 8W: 15.5 bp
Hird/ Young (2014)	NA	325-355 Anleihen australischer Unternehmen mit BBB und A Rating	Swap Rates und Bloomberg BVAL Yields	BBB-Anleihen vs. Bloomberg BVAL Benchmark: Median NEP nach 8W: 10 bp Durchschn. NEP nach 8W: 20 bp
Rojahn/ Schyra (2010)	Anfang 2005 bis Mitte 2009	120 EUR-Anleihen von DAX Konzernen	keine	Durchschn. NEP nach 1T: 57 bp
Datta/ Iskandar-Datta/ Patel (1997)	Anfang 1972 bis Ende 1992	50 USD-Anleihen	US-Treasuries	Durchschn. NEP nach 1T: 15 bp
Lindvall (1977)	Anfang 1963 bis Ende 1972	Aggregierte Zeitreihen mit Anleiherenditen von Aa gerateten US-Versorgungsunternehmen	Zeitreihe mit Durchschnittsrenditen von Aa gerateten Anleihen von US-Versorgungsunternehmen	Durchschn. NES: 45.5 bp Durchschn. NEP nach 3M: 17.5 bp
Ederington (1974)	Januar 1964 bis Februar 1971	611 IG-Anleihen von US-Versorgungsunternehmen	Zeitreihe mit Durchschnittsrenditen von Anleihen von US-Versorgungsunternehmen	Durchschn. NES: 30.9 bp
Conard/ Frankena (1969)	Anfang 1952 bis Ende 1963	Aggregierte Zeitreihen mit Anleiherenditen	Aggregierte Zeitreihen mit Sekundärmarkt-Anleiherenditen	Durchschn. NES: 16.7 bp

⁴ Eigene Darstellung.

2. Empirische Untersuchung von Neu-Emissions-Prämien

2.1. Beschreibung der Stichprobe

Filterkriterien

Die für diese Untersuchung verwendeten Daten wurden aus Bloomberg entnommen. Die verwendeten Anleihen wurden so gefiltert, dass diese zu den ebenso auf Bloomberg veröffentlichten Bloomberg BVAL Yield Curves⁵ passen, die als Benchmark⁶ für diese Untersuchung verwendet worden sind. Hierbei diente die Methodik von Hird/Young (2014) als Orientierung. Die Anleihen, die den Kriterien entsprechen wurden über Bloomberg gefiltert. Hierfür wurde die *Fixed Income* Searchfunction (SRCH <GO>) verwendet.

Bei der Eingrenzung der Stichprobe wurde nach folgenden Kriterien gefiltert:

- Am 09.11.2017 waren in der Datenbank insgesamt ca. 1,659 Mio. Unternehmensanleihen (Corporate Bonds) vorhanden.
- Im ersten Schritt wurde nach schon fälligen oder noch laufenden Anleihen eingrenzt, die zwischen dem 01.01.2006 und dem 09.11.2017 emittiert wurden (923T Anleihen übrig).
- Im nächsten Schritt wurden nur die Anleihen ausgewählt, die in Euro emittiert und bei denen ein Emissionspreis bekannt ist (316T Anleihen übrig).
- Als nächstes wurde weiter eingegrenzt nach Anleihen, die über einen Prospekt oder ein Informationsmemorandum verfügen (88,9T Anleihen übrig).
- Anschließend wurde die Stichprobe weiter nach fehlenden Daten aussortiert. Weiter ausgewählt wurden nur Anleihen, die einen fixen Kupon, ein bekanntes Fälligkeitsdatum und Emissionsvolumen hatten (39T Anleihen übrig).
- Nachfolgend wurden die Anleihen ausgewählt, die bei Emission von S&P oder von Moody's als Investmentgrade geratet wurden⁷ (12T Anleihen übrig).

⁵ Bloomberg BVAL Yield Curves stellen die durchschnittliche aktuelle Rendite von auf Bloomberg geführten Anleihen bestimmter Merkmale dar (Fiktives Beispiel: Die durchschnittliche Rendite von Euro-Corporate Bonds mit einem fixen Kupon und einem Rating von AAA lag am 05.01.2017 bei 2,5%).

⁶ Die Wahl einer adäquaten Benchmark ist für diese Untersuchung entscheidend, weil die Änderungen in den Renditen der neu emittierten Anleihen um Marktfaktoren wie Credit Spread und Marktzinsänderungen bereinigt werden müssen.

⁷ Hierbei kann es zu Splitratings kommen. Mindestens ein Rating von S&P oder Moody's muss als Investmentgrade bewertet worden sein.

- Abschließend wurden aus der Stichprobe Anleihen von Emittenten aussortiert, die Staaten⁸, Behörden, Organisationen, staatliche Unternehmen oder Finanzinstitute sind.
- Nach Abschluss der Eingrenzungen blieben 2.431 Anleihen übrig.

Für die Berechnung der Neu-Emissions-Prämien werden als Benchmark Bloomberg BVAL Yield Curves⁹ verwendet. Diese stellen die aggregierte Rendite von Bonds in einer bestimmten Währung (in diesem Fall Euro), für verschiedene Laufzeiten, von bestimmten Emittenten (in diesem Fall Unternehmensanleihen/Corporates) und weiteren Kriterien dar. Aus den 2.431 Anleihen wurden die Anleihen aussortiert, für die keine BVAL-Fair Value-Benchmark Renditen (für den Emissionstag und den Stichtag acht Wochen nach Emission) und für die keine Anleiherendite Daten für dieselben Stichtage verfügbar waren¹⁰. Übrig bleiben dann final 1.556 Anleihen¹¹. Diese bilden die Grundlage für diese Untersuchung.

Emissionsvolumen

Im Folgenden soll die Datengrundlage beschrieben werden um einen Einblick und eine Einordnung zu ermöglichen. Wird die Stichprobe nach Ländern des wirtschaftlichen Risikos der Anleihe (Country of Risk) und den jeweiligen Jahren aufgebrochen, ist dabei festzustellen, dass ca. 60 % des Emissionsvolumens der Anleihen aus der Stichprobe wirtschaftlich aus den Ländern Frankreich (21 %), Deutschland (17 %), USA (12 %) und UK (10 %) stammen. In diesem Zusammenhang ist die Tatsache interessant, dass das Emissionsvolumen Frankreichs noch vor Deutschlands liegt, obwohl Deutschland das wirtschaftsstärkere der beiden Länder ist.¹² Des Weiteren kann gesagt werden, dass die zehn Länder (von 38) mit dem größten aggregierten Emissionsvolumen 87 %

⁸ Staaten haben zuweilen eigene Emissionsverfahren; so werden Bundesanleihen z.B. über ein Tenderverfahren innerhalb einer definierten Bankengruppe „Bietergruppe Bundesemissionen“ an feststehenden Terminen verauktioniert; vgl. Daube, Carl Heinz: Das Schuldenmanagement des Bundes, in: Eller, Roland/ Heinrich, Markus/ Perrot, René/ Reif, Markus (Hrsg.): Repeat Jahrbuch Treasury und Private Banking 2009, Potsdam 2009, S. 73-97.

⁹ Folgende BVAL Yield Curves dienten als Benchmark: EUR EU Composite AAA BVAL Yield Curve (BVSC0545 Index), EUR Europe Corporate AA+ , AA , AA- BVAL Yield Curve (BVSC0165 Index), EUR Europe Corporate A+, A, A- BVAL Yield Curve (BVSC0077 Index) und EUR Europe Composite BBB+, BBB, BBB- BVAL Yield Curve (BVSC0166 Index)

¹⁰ Die frühesten BVAL Yield Curves waren erst ab Mitte 2009 verfügbar, daher fallen Emissionen vor diesem Zeitpunkt raus.

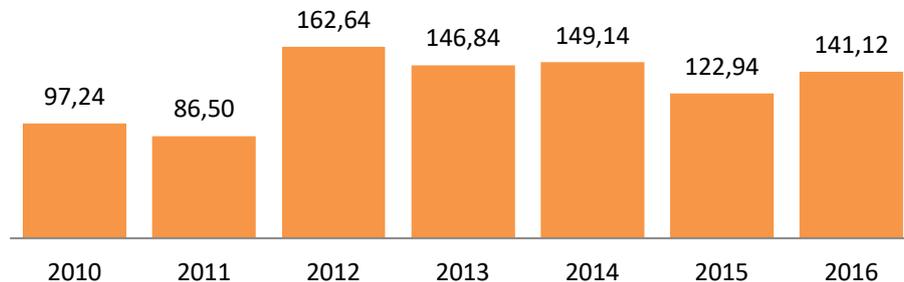
¹¹ Darunter sind 10 Wandelanleihen und 344 Anleihen, die durch den Emittenten vorzeitig kündbar sind.

¹² Vgl. Statistisches Bundesamt: Deutschland im EU-Vergleich 2017, auf: <https://www.destatis.de/Europa/DE/Staat/Vergleich/DEUVergleich.html>, 20.01.2018

des Gesamtemissionsvolumens ausmachen. Ebenso interessant ist die Tatsache, dass sich in der Übersicht der Länder des wirtschaftlichen Risikos auch viele Länder finden, die nicht in der Eurozone sind. Insgesamt stammen 22 Länder der Stichprobe außerhalb der Eurozone und machten 63 % des Gesamtemissionsvolumens aus.

Wie in Abbildung 1 zu sehen ist, ist das Jahres-Emissionsvolumen, der nach den oben dargestellten Kriterien ausgewählten Anleihen, insgesamt schwankend. Die Jahre 2009 und 2017 wurden dabei nicht mitbetrachtet, weil Daten nur teilweise für diese Jahre vorhanden waren und diese die Beobachtung verzerren würden. Von 2010 bis 2011 lag das Emissionsvolumen zwischen 87 Mrd. und 97 Mrd. Euro. Seit 2012 liegen die Emissionsvolumina deutlich über den des vorherigen Zeitraums. Das durchschnittliche Emissionsvolumen zwischen 2012 und 2016 ist gegenüber dem Zeitraum 2010 bis 2011 um ca. 57 % gestiegen.¹³

Abbildung 1: Emissionsvolumen pro Jahr in Mrd. Euro¹⁴



Verteilungskennzahlen und Lageparameter einzelner Merkmale

In Tabelle 2 sind verschiedene Lageparameter für die Variablen Emissionsvolumen, Kupon, Laufzeit der Anleihen, der Fälligkeitsrendite (Yield to Maturity), der Differenz zwischen Nennwert und Emissionspreis, dem I-Spread bei Emission und dem Neu-Emissions-Spread dargestellt. Für die Emissionsvolumina ist festzustellen, dass das durchschnittliche Emissionsvolumen einer Anleihe bei ca. 678 Mio. Euro (Median: 600 Mio. Euro; Modus: 500 Mio. Euro) lag. 50 % der Emissionen hatten ein Volumen zwischen 500 Mio. und 800 Mio. Euro. Die Verteilung wird von großen Emissionen verzerrt, weil 5

¹³ Zwischen 2010-2011 lag das durchschnittliche Emissionsvolumen bei ca. 92 Mrd. Euro p.a. wohingegen es zwischen 2012-2016 bei 144 Mrd. Euro p.a. lag.

¹⁴ Daten: Bloomberg. Eigene Darstellung.

% der Emissionen zwischen 1,25 Mrd. und 4 Mrd. Euro liegen. Die fünf größten Anleihen wurden von Bayer Capital Corp BV (2016: 4 Mrd. Euro), Volkswagen International Finance NV (2012: 3,7 Mrd. Euro), Electricite de France SA (Juli 2009: 3,27 Mrd. Euro; September 2009: 2,5 Mrd. Euro) und von Enel Finance International NV (2009: 2,5 Mrd. Euro) emittiert. Im Fall der Electricite de France SA war der Hintergrund der großvolumigen Anleiheemissionen die Finanzierung des weiteren Unternehmenswachstums¹⁵.

Tabelle 2: Verteilung von verschiedenen Merkmalen¹⁶

	-Perzentil							Ø
	Min	5%	25%	50%	75%	95%	Max	
Emissionsvol. in Mio. EUR	29	128.8	500	600	800	1250	4000	678.04
Kupon in %	0.000	0.600	1.500	2.500	3.750	5.125	9.250	2.650
Laufzeit in Wochen	52	157	313	392	522	783	1148	431
Yield to Maturity in %	-0.060	0.638	1.580	2.540	3.760	5.203	9.522	2.718
Emissionspreis-Par in BP	-1000	-113	-68	-39	-15	0	698	-44
I-Spread in BP	-159	26	63	99	149	293	661	120
Spread Anleihe-BM in BP	-358	-40	-5	15	49	151	540	31

Tabelle 3 zeigt die Emissionsvolumina und die Anzahl der Anleihen kategorisiert nach Bloomberg Industry Classification Systems (BICS) Sektoren.

Tabelle 3: Emissionsvolumina der Stichprobe nach Sektor¹⁷

Sektor	Emissionsvol. in Mrd. EUR	rel.	Anzahl Anleihen	rel.
Consumer Discretionary	192.04	18%	299	19%
Utilities	182.55	17%	279	18%
Communications	157.72	15%	200	13%
Consumer Staples	120.00	11%	179	12%
Industrials	109.79	10%	207	13%
Energy	105.64	10%	124	8%
Materials	103.36	10%	172	11%
Health Care	55.68	5%	64	4%
Technology	28.25	3%	32	2%
Summe	1055.03	100%	1556	100%

¹⁵ Vgl. EDF Group: Activity and Sustainable Development Report 2009, Paris 2009. S. 23

¹⁶ Daten: Bloomberg. Eigene Berechnungen. Eigene Darstellung.

¹⁷ Daten: Bloomberg. Eigene Darstellung.

Festzustellen ist, dass ca. 62 % des Gesamtemissionsvolumens von den Sektoren Utilities (Stromversorger und -produzenten), Consumer Discretionary (Konsumgüter: Auto- und Bekleidungsproduzenten, Einzelhandel etc.), Communications (Telekomanbieter etc.) und Consumer Staples (Supermärkte, Restaurants etc.) stammen. Bei genauerer Betrachtung fällt auf, dass der Industrials Sektor das kleinste durchschnittliche Emissionsvolumen pro Anleihe hat (ca. 530 Mrd. Euro), wo hingegen der Technology Sektor mit ca. 880 Mrd. Euro das größte durchschnittliche Anleiheemissionsvolumen pro Anleihe hat. Die Unterschiede in den Emissionsvolumina nach Sektor sind nicht überraschend, weil, wie unter anderem in Ross/ Westerfield/ Jordan (2013) und Talberg/ Winge/ Frydenberg/ Westgaard (2008) untersucht wurde, sich die Fremdkapitalquoten von Sektoren zu Sektor stark unterscheiden.¹⁸ An dieser Stelle soll aber auf die genauen Hintergründe, Mechanismen und Wirkungsfaktoren dieser Unterschiede nicht weiter eingegangen werden.

Spannend ist auch die Frage wie sich die Emissionsvolumina über das Jahr verteilen und ob in diesem Zusammenhang emissionschwache und emissionsstarke Monate erkennbar sind. Tabelle 4 stellt für die Stichprobe die Emissionsvolumina aggregiert nach dem Emissionsmonat dar. Festzustellen ist, dass das Emissionsvolumen pro Monat ungefähr gleichverteilt ist und zwischen ca. 80 Mrd. und 120 Mrd. Euro liegt. Wäre das Emissionsvolumen pro Monat gleichverteilt so müsste es bei ca. 88 Mrd. Euro monatlich liegen. Bei genauerer Betrachtung fällt jedoch auf, dass die Monate März und September besonders emissionsstarke Monate sind. Hier liegt das aggregierte Emissionsvolumen über 120 Mrd. Euro. Auf der Gegenseite stehen die Monate Dezember und August. Hier ist das Emissionsvolumen pro Monat unterdurchschnittlich. Wobei das Emissionsvolumen im August besonders gering ausfällt. Hier betrug Anteil des Emissionsvolumens am Gesamtemissionsvolumen der Stichprobe ca. 2 %.

¹⁸ Vgl. Ross/Westerfield/ Jordan (2013). S. 547 und Talberg, Magnus/Winge, ChristianFrydenberg, Stein/ Westgaard, Sjur: Capital Structure Across Industries, in: International Journal of the Economics of Business, Heft: 2.15, London 2008. S. 181-200.

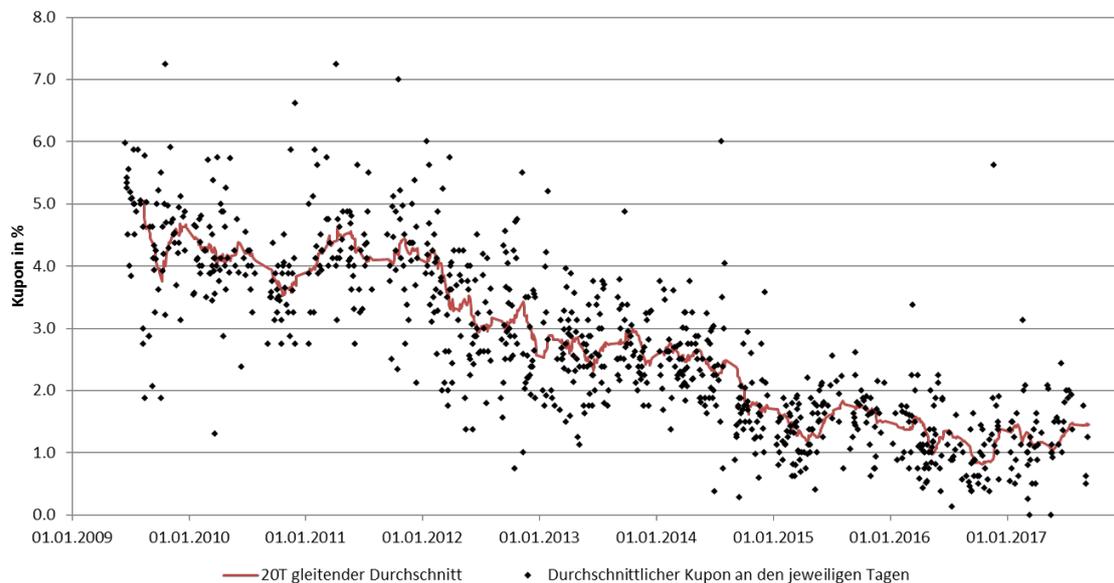
Tabelle 4: Emissionsvolumina nach einzelnen Monaten¹⁹

Monat	Emissionsvol. in Mrd. EUR	rel.	Anzahl Anleihen	rel.
Jan	80.39	8%	104	7%
Feb	84.62	8%	109	7%
Mar	121.74	12%	174	11%
Apr	93.81	9%	151	10%
Mai	83.07	8%	136	9%
Jun	96.35	9%	156	10%
Jul	94.06	9%	132	8%
Aug	17.36	2%	33	2%
Sep	126.32	12%	172	11%
Okt	85.44	8%	145	9%
Nov	115.14	11%	153	10%
Dez	56.74	5%	91	6%
Summe	1055.03	100%	1556	100%

Des Weiteren lassen sich aus Tabelle 2 auch Angaben zur Verteilung der Kupons entnehmen. Der höchste Kupon lag bei 9,25 % und wurde auf die von der Thyssenkrupp AG in 2009 emittierte, 1 Mrd. Euro große Anleihe gezahlt. 50 % der Kupons liegen in einer Spanne von 2,25 % zwischen 1,50 % und 3,75 %. Der durchschnittliche Kupon (2,65 %) und der Median-Kupon (2,50 %) liegen nah bei einander. Bei genauerer Betrachtung der Entwicklung des Kupons lässt sich feststellen, dass seit Mitte 2009 bis Mitte 2017 der durchschnittliche Kupon von 5,5 % auf ca. 1,5 % gefallen ist, wie sich aus Abbildung 2 entnehmen lässt.

¹⁹ Daten: Bloomberg. Eigene Darstellung.

Abbildung 2: Entwicklung der Kupons der Stichprobe über den Beobachtungszeitraum²⁰



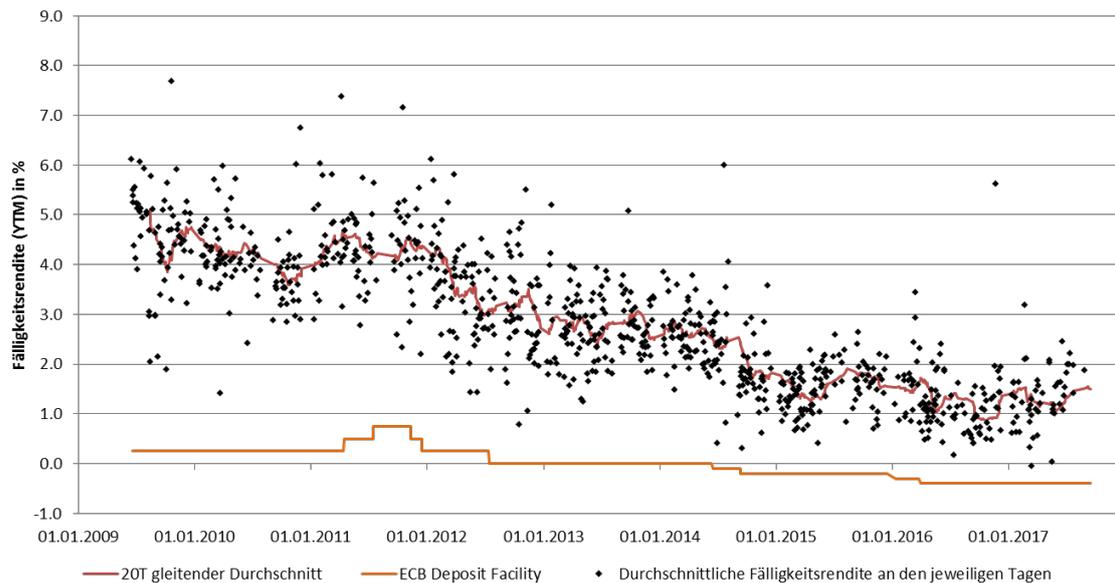
Zu Verzerrungen kommt es auch bei der Verteilung der Laufzeiten der Anleihen. Die Spanne reicht von 52 Wochen (ein Jahr) bis zu 1.148 Wochen (22 Jahre). Durch die im oberen 5 %-Perzentil liegenden Anleihen kommt es zu den Verzerrungen bei der durchschnittlichen Laufzeit, die bei 431 Wochen (8,3 Jahre) liegt. 50 % der Anleihen haben aber eine Laufzeit von kleiner gleich 392 Wochen (7,5 Jahre).

Bei der Fälligkeitsrendite (Yield to Maturity, YTM) fällt eine breite Streuung der Werte auf. Diese reicht von einer negativen Rendite bis zu einer Rendite von 9,522 %. Die größte Rendite hatte die oben angesprochene Thyssenkrupp Anleihe mit einem Kupon von 9,50 %. Die von Daimler im März 2017 emittierte, 500 Mio. Euro große Anleihe mit einer Laufzeit von knapp zwei Jahren, hatte hingegen die niedrigste Rendite von - 0,06 %. Ebenso wie die Kupons für neu emittierte Anleihen, sind auch die Fälligkeitsrenditen der Anleihen rückläufig. Abbildung 3 stellt dies im Vergleich zum Zinssatz der Einlagefazilität der EZB dar. Bestätigend ist festzustellen, dass das Niedrigzinsumfeld auf die Renditen der Anleihen drückt.²¹

²⁰ Daten: Bloomberg. Eigene Berechnungen. Eigene Darstellung.

²¹ Vgl. Deutsche Bundesbank: Zu den gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen der quantitativen Lockerung im Euro-Raum, in: Monatsbericht Juni 2016, Heft 6.68, Frankfurt am Main 2016. S. 29-54. Hier: S. 35

Abbildung 3: Fälligkeitsrendite (YTM) im Vergleich zum Einlagenzinssatz der EZB²²



Festzustellen ist, dass die durchschnittliche Fälligkeitsrendite für die Stichprobe von ca. 5,50 % in 2009 auf 1,50 % in 2017 gefallen und spiegelt damit praktisch eins zu eins die Veränderungen bei der durchschnittlichen Kuponhöhe wieder, wie schon oben erwähnt worden ist.

Von Interesse ist auch die Betrachtung ob die Anleihen der Stichprobe unter oder über Nennwert emittiert worden sind. Wie aus Tabelle 2 hervorgeht sind die allermeisten Anleihen der Stichprobe unter Nennwert begeben worden. Trotz einiger weniger Ausreißer liegen die Abstände von Emissionspreis zum Nennwert in 90 % der Fälle zwischen 0 und 113 Basispunkten unter pari. 50 % der Anleihen werden min. 39 Basispunkten unter pari begeben.

I-Spread stellen den Renditeaufschlag einer Anleihe gegenüber einer interpolierten Referenzrendite (in diesem Fall Swap Rates) dar.²³ In der Stichprobe liegen die I-Spreads zwischen -159 und 661 Basispunkten, was eine breite Streuung darstellt. Festzustellen ist, dass der I-Spread in überwältigender Mehrheit positiv ist. Abbildung 4 zeigt die Entwicklung des durchschnittlichen I-Spreads über den Zeitverlauf. Auch wenn es auf den ersten Blick relativ konstant erscheint, so ist bei genauerer Betrachtung festzustellen, dass der I-Spread seit 2009 rückläufig ist. Zwischen 2009 und Anfang 2012 lag

²² Daten: Bloomberg. Eigene Berechnungen. Eigene Darstellung.

²³ Vgl. O’Kane, Dominic / Sen, Saurav: Credit Spreads Explained, New York 2004. S. 4

der I-Spread relativ konstant zwischen 100 und 150 Basispunkten. Nach einem kurzen Anstieg auf 250 Basispunkte in der Mitte des Jahres 2012 fiel der durchschnittliche I-Spread der Stichprobe in der Zeit von Mitte 2012 bis Mitte 2017 auf 75 Basispunkte.

Abbildung 4: Entwicklung des durchschnittlichen I-Spreads im Zeitverlauf²⁴

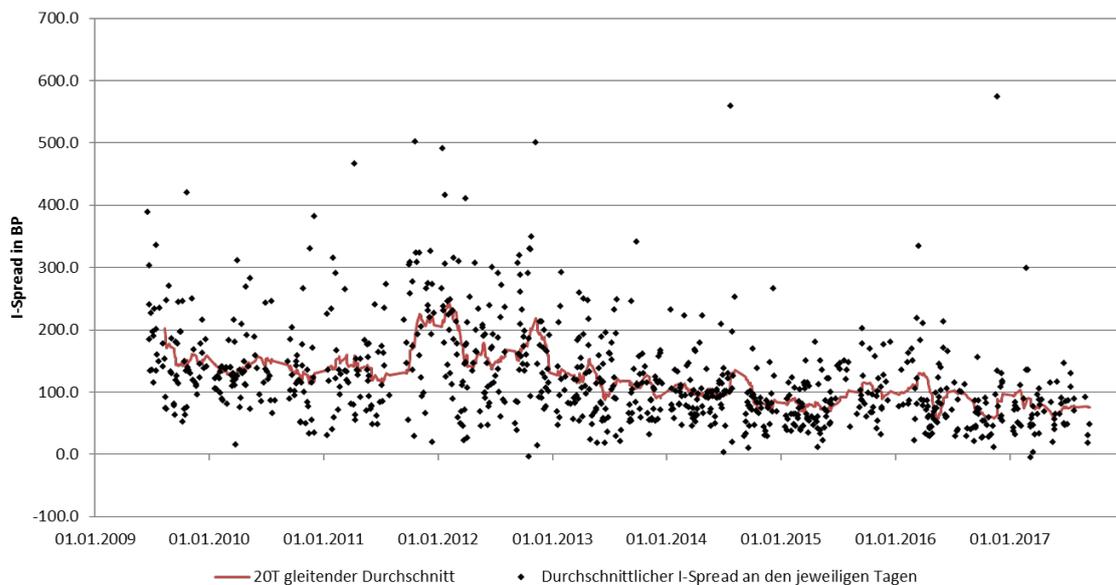


Tabelle 2 abschließend findet sich zuletzt die Verteilung der Spreads zwischen der Rendite der Anleihe und der Rendite der jeweiligen Benchmark zum Emissionszeitpunkt. Auch hier ist die Verteilung von Ausreißern links und rechts geprägt. Deutlich wird dies unter anderem durch die starke Abweichung des Durchschnitts vom Median. Während der durchschnittliche Aufschlag der Rendite der Anleihe gegenüber der Benchmark 31 Basispunkte beträgt, liegt der Aufschlag im Median nur bei 15 Basispunkten. Bei über 25 % der Anleihen ist dieser Aufschlag negativ.

In Tabelle 5 ist eine Übersicht mit den Besicherungsrängen der in der Stichprobe vorhandenen Anleihen. Hierbei fällt auf den ersten Blick auf, dass die überwältigende Mehrheit (98 %) der Anleihen Senior Unsecured (unbesicherte erstrangige Forderungen) sind.

²⁴ Daten: Bloomberg. Eigene Berechnungen. Eigene Darstellung.

Tabelle 5: Emissionsvolumen nach Besicherungsrang²⁵

	Emissionsvol. in		Anzahl Anleihen	
	Mrd. EUR	rel.		rel.
Sr Unsecured	1033.79	98%	1522	98%
1st lien	11.29	1%	24	2%
Jr Subordinate	4.00	0%	1	0%
Subordinated	3.70	0%	1	0%
Secured	2.13	0%	7	0%
Unsecured	0.13	0%	1	0%
Summe	1055.03	100%	1556	100%

Entscheidend für die Fremdfinanzierungskosten ist das Rating des emittierenden Unternehmens.²⁶ In Tabelle 6 findet sich eine Übersicht über die Ratingverteilung in der Stichprobe. Diese stellt die Ratingverteilung sowohl gewichtet nach Emissionsvolumen als auch nach Häufigkeiten dar. Beim Rating wurde von das Moody's und S&P jeweils schlechtere Investmentgrade Rating verwendet. 94 % des Emissionsvolumens sind mit A oder BBB geratet. Nach Häufigkeit betrachtet, sind es sogar noch etwas mehr: 95 % der Anleihen in der Stichprobe sind mit A oder BBB geratet. Das Medianrating nach Emissionsvolumen als auch nach Häufigkeit liegt bei BBB+.

Tabelle 6: Emissionsvolumen Rating²⁷

Rating	Emissionsvol. in		Anzahl Anleihen	
	Mrd. EUR	rel.		rel.
AA+	9.99	1%	10	1%
AA	8.90	1%	15	1%
AA-	38.50	4%	48	3%
A+	83.06	8%	120	8%
A	131.19	12%	186	12%
A-	208.69	20%	297	19%
BBB+	199.41	19%	297	19%
BBB	243.54	23%	369	24%
BBB-	131.75	12%	214	14%
Summe	1055.03	100%	1556	100%

²⁵ Daten: Bloomberg. Eigene Berechnungen. Eigene Darstellung.

²⁶ Vgl. Ross/Westerfield/ Jordan (2013). S. 224-225 und Iannotta, Giuliano: Investment Banking - A Guide to Underwriting and Advisory Services, Berlin/ Heidelberg 2010. S. 105

²⁷ Daten: Bloomberg. Eigene Berechnungen. Eigene Darstellung.

2.2. Methodik

Im Rahmen dieser Untersuchung soll die Neu-Emissions-Prämie, ähnlich wie bei Lindvall (1977) und Hird/ Young (2014), als realisierte Spreadveränderung der Anleihe gegenüber der Benchmark definiert werden:

$$NEP = (r_{t_1}^{Bond} - r_{t_1}^{BM}) - (r_{t_0}^{Bond} - r_{t_0}^{BM}) \quad (1)$$

wobei:

NEP : Neu-Emissions-Prämie

r_{ti}^{Bond} : Rendite (YTM) der Anleihe zum Zeitpunkt i

r_{ti}^{BM} : Rendite (YTM) der Benchmark zum Zeitpunkt i

Grundlage der Untersuchung sind die 1.556 Anleihen, die nach den Kriterien im Abschnitt 2.1 ausgewählt worden sind.

Die realisierten Neu-Emissions-Prämien werden nach folgenden Stichtagen gemessen: Eine Woche nach Emission, zwei Wochen nach Emission, vier Wochen nach Emission und abschließend acht Wochen nach Emission. Die Stichtage wurden so ausgewählt, dass sie möglichst einen Zeitraum abdecken, der lang genug ist um die marginalen Spreadveränderungen beobachten zu können. Die Wahl der Stichpunkte orientiert sich auch an Hird/ Young (2014), die die Neu-Emissions-Prämien über einen ähnlich langen Zeitraum beobachteten.

2.3. Auswertung

Die Methodik aus Abschnitt 2.2 auf die Stichprobe angewendet, ergeben sich die in Tabelle 7 dargestellten Werte.

Tabelle 7: Entwicklung der realisierten Neu-Emissions-Prämien in bp²⁸

	NEP W1-W0	NEP W2-W0	NEP W4-W0	NEP W8-W0
Min	-202.2	-195.5	-311.4	-457.0
Perzentil-				
5%	-45.9	-50.8	-59.6	-68.5
25%	-19.2	-21.7	-24.6	-26.5
50%	-9.1	-10.1	-11.5	-12.6
75%	-0.3	-0.6	0.0	0.9
95%	15.0	16.9	18.8	29.7
Max	94.6	131.1	252.2	165.2
Durchschnitt	-11.3	-12.6	-14.6	-15.5
t-Wert	-20.7***	-19.3***	-18.9***	-17.1***
Wilcoxon Test ²⁹	32.5***	21.9***	21.8***	20.1***
Std.Dev	21.3	25.4	30.1	35.9
NA	37	40	34	0

***/ **/ * Irrtumswahrscheinlichkeit unter 1% / 5% / 10%

Der Methodik von Rojahn/ Schyra (2010) folgend, wird für diese Stichprobe die Nullhypothese $H_0: NEP = 0$ mit Hilfe des parametrischen Einstichproben t-Tests und des nicht-parametrischen Einstichproben Wilcoxon-Vorzeichen-Rang-Tests geprüft. Wie in der Tabelle 7 zu sehen ist, kann die Nullhypothese H_0 mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von unter 1 %, sowohl durch den t-Test als auch durch den Wilcoxon-Vorzeichen-Rang-Test, verworfen werden. Somit kann festgehalten werden, dass es in der Stichprobe zu Underpricing und damit zu Neu-Emissions-Prämien gekommen ist.

Die Hypothese, dass sich Neu-Emissionsrenditen nicht von den Renditen der jeweiligen Benchmark nicht unterscheiden, kann durch den Zweistichproben Welch-Test und den Wilcoxon-Rangsummentest mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von unter 1 % abgelehnt werden.

Ebenso kann die Hypothese abgelehnt werden, dass sich Neu-Emissions-Prämien von Sektor zu Sektor unterscheiden würden. Wie aus Tabelle 8 zu entnehmen ist, ist nach dem Zweistichproben Welch-Test keine Signifikanz in den Unterschieden zwischen den Neu-Emissions-Prämien in den einzelnen Sektoren festzustellen.

²⁸ Eigene Berechnungen. Eigene Darstellung.

²⁹ Vgl. Walz, Guido/ Grabowski, Barbara (Hrsg.): Lexikon der Statistik: mit ausführlichem Anwendungsteil, München 2004. S. 282

Tabelle 8: p-Werte des Zweistichproben Welch-Tests für die unterschiedlichen Sektoren³⁰

	Consumer Discretionary	Health Care	Consumer Staples	Technology	Materials	Utilities	Energy	Industrials	Communications
Consumer Discretionary	100%	23%	37%	65%	46%	80%	94%	26%	29%
Health Care		100%	10%	41%	43%	28%	30%	7%	8%
Consumer Staples			100%	26%	9%	21%	48%	69%	73%
Technology				100%	89%	79%	76%	19%	21%
Materials					100%	60%	63%	6%	8%
Utilities						100%	91%	14%	17%
Energy							100%	36%	38%
Industrials								100%	98%
Communications									100%

Auf den ersten Blick fällt auf, dass der größte Teil der Spread-Einengung innerhalb der ersten Woche nach Emission geschieht (ca. 70 % der gesamten durchschnittlichen Einengung des zweimonatigen Betrachtungszeitraums). Für jede darauffolgende Woche nimmt die Einengung degressiv ab³¹. Sehr auffällig ist auch die sehr breite Spanne in der die realisierten Neu-Emissions-Prämien liegen. Innerhalb der ersten Woche lagen die Neu-Emissions-Prämien innerhalb einer knapp 300 Basispunkten großen Spanne (zwischen einer Einengung von -202 und einer Ausweitung von 95 Basispunkten). Bemerkenswert sind die Verteilungen an den Rändern. Werden nur die Werte innerhalb des 5 % und 95 % Perzentils betrachtet, so ist die Spanne um ein Vielfaches kleiner. 90 % der innerhalb der ersten Woche realisierten Neu-Emissions-Prämien liegen in einer nur 61 Basispunkten breiten Spanne. Mit zunehmender Zeit wird auch die Spanne über die sich die einzelnen realisierten Neu-Emissions-Prämien verteilen größer und das in einem viel stärkeren Maße als durch die Zunahme der durchschnittlichen Spread-Einengung vermuten lässt. Am Ende der achten Woche, bzw. nach 56 Tagen, liegen die realisierten Neu-Emissions-Prämien über einer Spanne von 622 Basispunkten verteilt. Auch

³⁰ Eigene Berechnungen. Eigene Darstellung. Vereinfacht: Je niedriger der p-Wert, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, dass die zwei Stichproben denselben Erwartungs- bzw. Mittelwert haben.

³¹ Vereinfacht dargestellt: -11,3 bp innerhalb der ersten Woche, -1,3 bp bis zum Ende der zweiten Woche, je -1bp innerhalb von Woche drei und vier und -0,2bp innerhalb der darauffolgenden Wochen bis zum Ende des Betrachtungszeitraums am Ende der Woche acht.

hier ist die Verteilung sehr stark von den Außenrändern geprägt. 90 % der Neu-Emissions-Prämien liegen in einer viel kleineren Spanne von einer Einengung von -69 und einer Ausweitung von 30 Basispunkten. Spannend ist auch die Tatsache, dass innerhalb der ersten Woche 75 % der Spreads sich eingeeengt haben. Am Ende der achten Woche haben 73 % der Anleihen einen engeren Spread als zum Emissionszeitpunkt.

Rojahn/ Schyra (2010) werfen die Hypothese auf, dass es nach der Finanzkrise zu einem bewussten Underpricing durch Emittenten gekommen ist, um die restriktive Kreditvergabe der Banken während der Finanzkrise zu substituieren.³² Dieser Argumentation folgend, müssten die von Rojahn/ Schyra (2010) beobachteten Neu-Emissions-Prämien nach der Normalisierung der Kreditvergabe und erst Recht durch Maßnahmen der EZB, wie die expansive Geldpolitik (Liquiditätsschwemme³³) und die Niedrigzinspolitik³⁴, wieder verschwunden sein. Tabelle 9 stellt die durchschnittlichen realisierten Neu-Emissions-Prämien nach Jahren aufgeschlüsselt dar. Die durchschnittliche Acht-Wochen-Neu-Emissions-Prämie betrug für Anleihen, die zwischen Mitte 2009 und Ende 2014 emittiert worden sind, ca. 18,3 Basispunkte. Für den Zeitraum von Anfang 2015 bis Mitte 2017 betrug die durchschnittliche Acht-Wochen-Neu-Emissions-Prämie hingegen 9,8 Basispunkte.

Wie es auch Tabelle 9 zu entnehmen ist, schwanken die Neu-Emissions-Prämien von Jahr zu Jahr relativ stark. Die Standardabweichung der durchschnittlichen Neu-Emissions-Prämien lag bei 9,6 Basispunkten. Das Ergebnis des Zweistichproben Welch-Tests³⁵ stellt tatsächlich einen statistisch signifikanten Unterschied (t-Wert: -4.6498, Irrtumswahrscheinlichkeit <1 %) zwischen den zwei Stichproben her. Auch der Zweistichproben Wilcoxon-Vorzeichen-Rang-Test zeigt einen signifikanten Unterschied zwischen den Stichproben auf (t-Wert: 22.0982, Irrtumswahrscheinlichkeit <1 %). Die Aussage, dass Unternehmen durch bewusstes Underpricing von Anleihen die Kreditaufnahme von Banken substituiert haben, sollte jedoch kritisch gesehen werden. Zum einen ist die von

³² Vgl. Rojahn, Joachim/ Schyra, Andreas: Underpricing deutscher Corporate Bond Emissionen, in: Corporate Finance, Heft 2.2010, Düsseldorf 2010. S. 123-128. Hier: S. 126.

³³ Vgl. o.V.: EZB verleiht ihr Geld weiter ohne Zins, auf: <http://www.zeit.de/wirtschaft/2017-07/mario-draghi-ezb-sitzung-finanzmarkt>, 17.01.2018.

³⁴ Vgl. Deutsche Bundesbank: Programm zum Ankauf von Vermögenswerten (APP), https://www.bundesbank.de/Redaktion/DE/Glossareintraege/P/programm_zum_ankauf_von_vermoegenswerten.html, 19.12.2017 und Deutsche Bundesbank: Die Geldpolitik des Eurosystems - Krisenbedingte Sondermaßnahmen des Eurosystems, https://www.bundesbank.de/Redaktion/DE/Standardartikel/Service/Schule_und_Bildung/krisenbedingte_sondermassnahmen_des_eurosystems.html, 19.12.2017.

³⁵ Vgl. Sachs, Lothar/ Hedderich, Jürgen: Angewandte Statistik - Methodensammlung mit R, 13. Auflage, Heidelberg 2009. S. 441 und Dormann, Carsten: Parametrische Statistik - Verteilungen, maximum Likelihood und GLM in R, Berlin/ Heidelberg 2013. S. 191

Rojahn/ Schyra (2010) verwendete Stichprobe sehr klein ($n=26$). Zum anderen zeigt Tabelle 9 zudem die hohe Standardabweichung der Neu-Emissions-Prämien der hier verwendeten Stichprobe an (die um ein Vielfaches größer ist als die von Rojahn/ Schyra (2010)). Obwohl die Tests die Unterschiedlichkeit der Stichproben festgestellt haben, kann dennoch gesagt werden, dass es auch nach den Maßnahmen der ultralockeren Geldpolitik zu Neu-Emissions-Prämien gekommen ist und immer noch kommt. Festzustellen ist jedoch, dass von Mitte 2009 bis Ende 2012 die durchschnittliche Median Neu-Emissions-Prämie bei ca. 20 Basispunkten lag, während im Zeitraum von Anfang 2013 bis Mitte 2017 sich diese auf ca. 9,2 Basispunkte halbiert hat. Bei genauerer Betrachtung der Abbildung 9 fällt aber die hohe Streuung der Neu-Emissions-Prämien im Zeitraum von Mitte 2009 bis Ende 2012 auf.

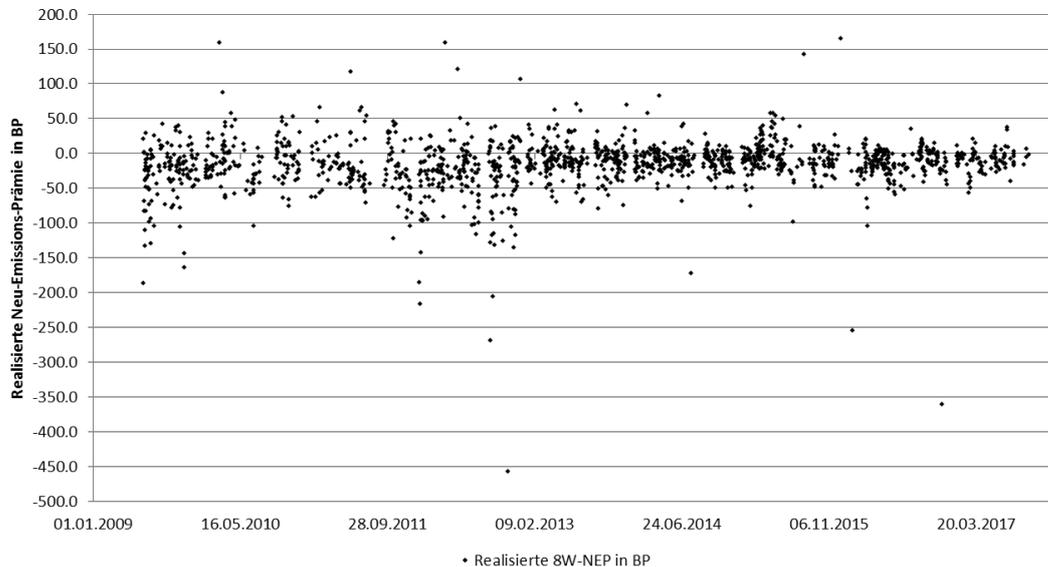
Tabelle 9: Durchschnittliche 8-Wochen-Neu-Emissions-Prämie in bp von 2009 bis 2017³⁶

Jahr	Durchs. 8W NEP	Median	σ	Anzahl
2009	-28.5	-21.3	40.1	124
2010	-9.9	-12.8	33.2	136
2011	-18.5	-23.1	36.4	130
2012	-32.6	-24.8	55.6	232
2013	-9.2	-9.7	23.8	231
2014	-11.2	-9.8	20.2	227
2015	-3.7	-6.9	27.2	195
2016	-16.2	-11.9	36.0	188
2017	-9.5	-7.6	15.0	93
				Σ1556

Die Darstellung und Verteilung der einzelnen Neu-Emissions-Prämien lässt sich aus Abbildung 5 entnehmen.

³⁶ Eigene Berechnungen. Eigene Darstellung.

Abbildung 5: Verteilung der Neu-Emissions-Prämien von Mitte 2009 bis Mitte 2017³⁷



Interessant ist die anfangs sehr breite Streuung der Neu-Emissions-Prämien in der zweiten Jahreshälfte von 2009. Die breite Streuung läuft vom Anfang des dritten Quartals 2009 bis zum Ende des ersten Quartals 2011 immer weiter zusammen um dann wieder, insbesondere Anfang 2012 und am Anfang des vierten Quartals 2012, stark auseinander zu laufen. Die breite Streuung normalisiert sich in den darauffolgenden zwei Jahren wieder und bleibt von der Jahresmitte 2014 bis zur Jahresmitte 2017 relativ stabil.

2.4. Statistisches Modell zur Schätzung von Neu-Emissions-Prämien bei Unternehmensanleihen

Im Folgenden soll untersucht werden welche Faktoren auf die Höhe der Neu-Emissions-Prämien von Unternehmensanleihen Einfluss nehmen könnten. Dazu werden Merkmale der Anleihen betrachtet und geprüft ob diese Merkmale in Zusammenhang mit der realisierten Neu-Emissions-Prämie der Anleihe stehen könnten. Die Stichprobe wird dazu in eine Train-Periode (1.000 Anleihen, die vor dem 05.09.2014 emittiert wurden) und eine Test-Periode (556 Anleihen, die nach dem 05.09.2014 emittiert wurden) aufgeteilt. Die abhängige Variable ist bei den Modellen immer die nach acht Wochen realisierte Neu-Emissions-Prämie der jeweiligen Anleihe³⁸. Die erklärende Variable ist jeweils ein

³⁷ Eigene Berechnungen. Eigene Darstellung.

³⁸ Neu-Emissions-Prämien sind im Rahmen dieser Untersuchung als Spreadveränderung zwischen zwei Zeitpunkten definiert (vgl. mit Abschnitt 2.2). Wenn es zu positiven NEP kommt (Spread engt sich ein und die Rendite der Anleihe gleicht sich der Rendite der Benchmark an), werden haben diese ein negatives Vorzeichen. Beispiel: $real.NEP = (Rendite_{t1}^{Anleihe} - Rendite_{t1}^{BM}) - (Rendite_{t0}^{Anleihe} - Rendite_{t0}^{BM}) = (6\% - 6\%) - (7\% - 6\%) = -1\%$

renditeprägendes Anleihemerkmale. Angenommen wird, dass die einzelnen Merkmale einen Einfluss auf die Neu-Emissions-Prämie haben. Die erwarteten Koeffizienten Vorzeichen sind in Tabelle 10 dargestellt.

Tabelle 10: Erwartete Vorzeichen bei der Regressionsanalyse³⁹

	Erwartetes Vorzeichen
Rating	-
Emissionsvolumen	-
Unter pari	-
Kupon	-
Laufzeit	-
Neu-Emissions-Spread	-
Callable	+

Wenn Neu-Emissions-Prämien eine Kompensation für eingegangene Unsicherheiten darstellen könnten, dann müsste mit fallendem Rating (AAA hätte die Note 1, AA+ die Note 2 usw.) auch die Kompensation für diese Unsicherheit steigen und sich damit der Spread über die acht Wochen des Beobachtungszeitraums einengen. Ähnliches gilt auch für das Emissionsvolumen. Je größer das Emissionsvolumen, desto höher die Unsicherheit des Underwriters alle Stücke zu platzieren und daher auch eine höhere Neu-Emissions-Prämie. Analog dazu ist es auch mit der Laufzeit. Je länger die Laufzeit desto höher muss das Incentive für einen Investor sein um ihn zu einer Investition in die Neu-Emission statt einer Bestandsanleihe zu bewegen.

Einen psychologischen Effekt könnten Emissionen haben, bei denen der Emissionspreis unter dem Nennwert liegt und es daher im Sekundärmarkt zu verstärkter Nachfrage kommt und dies den Preis der Anleihe treibt, was wiederum die Verzinsung reduziert und den Spread einengt. Die Hypothese ist daher, je höher die Differenz zwischen Nennwert und Emissionspreis, desto höher die realisierte Neu-Emissions-Prämie. Einen ähnlichen Einfluss könnte auch die Kuponhöhe haben. Hier könnten Anleihen mit einem hohen Kupon gefragter sein und somit zu einer verstärkten Nachfrage im Sekundärmarkt führen, wodurch es zu Kurssteigerungen kommt und damit zu einer höheren realisierten Neu-Emissions-Prämie. Ähnliches sollte auch für die Höhe des Neu-Emissions-Spreads gelten. Je höher der Renditeaufschlag einer Anleihe gegenüber ihrer Benchmark, desto unterbewerteter ist diese und Investoren könnten mit Käufen gegensteuern und so diesen Zustand eliminieren.

³⁹ Eigene Darstellung.

Im Rahmen dieses Modells ist das Merkmal Callable eine Dummy-Variable in der Gleichung (1 für Anleihe mit Call-Recht, 0 für Anleihe ohne Call-Recht). Hierbei wäre es nachvollziehbar, dass es bei Anleihen mit vorzeitigem Kündigungsrecht des Emittenten zu einer höheren Neu-Emissions-Prämie kommen würde als ohne. Hierbei kann wieder der Incentive-Argumentation gefolgt werden.

Die realisierte Neu-Emissions-Prämie soll mit Hilfe einer OLS-Regression modelliert werden. Der Methodik von Rojahn/Schyra (2010) folgend⁴⁰, wird wenn die Annahme homoskedastischer Residuen durch den Breusch-Pagan-Test abgelehnt wird, statt mit dem OLS-Verfahren das White-Verfahren (HC-Schätzer⁴¹) zum Schätzen eingesetzt. Sollten die Residuen nicht nur heteroskedastisch, sondern auch autokorreliert sein, wird mit dem HAC-Schätzer von Newey und West geschätzt.

Tabelle 11: Univariate Regression zur Erklärung von Neu-Emissions-Prämien⁴²

Gleichung	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Regressoren	Koeffizient						
Schätzverfahren	HC	HC	OLS	HC	HC	HC	OLS
Konstante	2.427	-7.719	-17.336***	10.550*	-32.283***	-11.632***	-19.163***
Rating	-2.751***						
Emissionsvolumen		-0.016					
Unter pari			-3.091				
Kupon				-8.659***			
Laufzeit					0.033***		
Neu-Emissions-Spread						-0.215***	
Callable							8.965
R ²	0.0140	0.0243	0.0018	0.0773	0.0239	0.1693	0.0029
adj. R ²	0.0131	0.0233	0.0008	0.0764	0.0229	0.1685	0.0019

*** / ** / * Irrtumswahrscheinlichkeit unter 0.1% / 1% / 5%

Bei der Auswertung der Regressionen in Tabelle 11 fallen die niedrigen R² und adj. R²-Werte auf. Auch aus der grafischen Auswertung der Regressionen, lässt sich nur eine sehr schwache Aussagekraft der einzelnen Merkmale auf die Höhe der realisierten Neu-Emissions-Prämie feststellen.

⁴⁰ Vgl. Rojahn/ Schyra (2010). S. 126

⁴¹ Vgl. von Auer, Ludwig: Ökonometrie - Das R Arbeitsbuch, Berlin 2017. S. 243 und Long, J. Scott/ Ervin, Laurie H.: Using Heteroscedasticity Consistent Standard Errors in the Linear Regression Model, in: The American Statistician, Heft: 3.54, Abingdon 2000. S. 217-224

⁴² Eigene Berechnungen. Eigene Darstellung. Angelehnt an: Rojahn/ Schyra (2010). S. 127

Das Ergebnis der Richtung des Einflusses auf die Neu-Emissions-Prämie ist in allen Fällen wie angenommen. Einzige Ausnahme ist das Merkmal Laufzeit. Hier scheint es, dass mit zunehmender Laufzeit die Neu-Emissions-Prämie kleiner wird bis diese sogar in manchen Fällen negativ wird.

Des Weiteren auffallend sind die sehr niedrigen Irrtumswahrscheinlichkeiten (unter 0.1 %) bei den Koeffizienten von Rating, Kupon, Laufzeit und Neu-Emissions-Spread.

Aufbauend auf den Erkenntnissen aus Tabelle 11 werden in Tabelle 12 mehrere multiple Regressionsmodelle zur Modellierung der Neu-Emissions-Prämien aufgestellt.

Tabelle 12: Multiple Regression der Train-Periode⁴³

Gleichung	(1)	(2)	(3)
Regressoren	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient
Schätzverfahren	HC	HC	HC
Konstante	-19.666***	-25.32***	-15.053
Rating		1.336*	0.968
Emissionsvolumen			-0.009
Unter pari			-3.787
Kupon		-2.278	-2.391
Laufzeit	0.019**	0.025***	0.025**
Neu-Emissions-Spread	-0.207***	-0.189***	-0.178***
Callable			1.884
R ²	0.1769	0.1811	0.1912
adj. R ²	0.1752	0.1778	0.1855

*** / ** / * Irrtumswahrscheinlichkeit unter 0.1% / 1% / 5%

Für die erste Regressionsgleichung wurden die Gleichungen aus Tabelle 11 ausgewählt, die eine signifikante Konstante und einen signifikanten Koeffizienten hatten. Bei der zweiten Gleichung wurden die Merkmale ausgewählt, die einen signifikanten Koeffizienten hatten und abschließend für die dritte Gleichung wurden alle Koeffizienten verwendet.

Festzustellen ist, dass bei der multiplen Regression während der Train-Periode die R² und adj. R² -Werte zwischen 0.17 und 0.2 liegen und damit eine niedrige Vorhersagegüte haben. Während der Koeffizient des Merkmals *Rating* in der einfachen Regression eine hohe Signifikanz ausweist, geht die Signifikanz bei der multiplen Regression zurück und ist in Gleichung (3) sogar nicht signifikant. Eine hohe Signifikanz weisen durchgehend

⁴³ Eigene Berechnungen. Eigene Darstellung. Angelehnt an: Rojahn/ Schyra (2010). S. 127

die Koeffizienten der Merkmale Laufzeit und Neu-Emissions-Spread auf. Diese sind durchgehend bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von unter 1 % signifikant.

In Tabelle 13 wird die multiple Regression auf die bisher nicht verwendete Test-Periode angewendet.

Tabelle 13: Multiple Regression der Test-Periode⁴⁴

Gleichung	(1)	(2)	(3)
Regressoren	Koeffizient	Koeffizient	Koeffizient
Schätzverfahren	HC	HC	HC
Konstante	-3.741	-15.255*	-5.119
Rating		1.432	1.344*
Emissionsvolumen			-0.011
Unter pari			0.218
Kupon		-0.039	-1.790
Laufzeit	0.001	0.003	0.008
Neu-Emissions-Spread	-0.239**	-0.252**	-0.218**
Callable			-5.265**
R ²	0.2056	0.2131	0.2363
adj. R ²	0.2027	0.2074	0.2265

*** / ** / * Irrtumswahrscheinlichkeit unter 0.1% / 1% / 5%

Interessant ist es festzustellen, dass in der Test-Periode die Anpassungsgüte einer Regression höher ist als die während der Train-Periode. Prägend bei den drei Gleichungen ist der Einfluss des Neu-Emissions-Spreads. Dieser hat durchgehend eine hohe Signifikanz von bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von unter 1 %. Es scheint, dass die Höhe des Neu-Emissions-Spreads die stärkste Vorhersagekraft auf die tatsächlich nach acht Wochen realisierte Neu-Emissions-Prämie hat. Dies erscheint insofern logisch als das es nachvollziehbar ist, dass je höher der Spread bzw. Renditeaufschlag ist, desto mehr kann sich dieser verkleinern. Jedoch ist anzumerken, dass dieser Zusammenhang viel stärker erwartet worden ist, als es tatsächlich der Fall war.

⁴⁴ Eigene Berechnungen. Eigene Darstellung. Angelehnt an: Rojahn/ Schyra (2010). S. 127

2.5. Kritische Würdigung des Modells und mögliche Ursachen von Neu-Emissions-Prämien

Kritische Würdigung

Bei der kritischen Würdigung des im Rahmen dieser Untersuchung aufgestellten Modells ist anzumerken, dass bei der Untersuchung der Neu-Emissions-Prämien in Abschnitt 2.2 und 2.3 keine Transaktionskosten berücksichtigt wurden. Hierbei ist jedoch anzumerken, dass sich diese je nach Investor voneinander unterscheiden können.

Des Weiteren ist die Replikation der in diesem Modell gewählten Benchmarks (Bloomberg BVAL Yield Curves) in der Praxis nur schwer und womöglich auch relativ kostspielig umzusetzen, weil es keine Derivate auf diese Indizes gibt.

Ein weiterer Kritikpunkt ist, dass im Gegensatz zu zum Beispiel Lindvall (1977) bei der Benchmark nicht weiter nach Industrie-Sektoren aufgeschlüsselt wurde, sondern die einzelnen Anleihen nur mit einer aggregierten Benchmark (jeweilige rating- und laufzeitabhängige Benchmark für in Euro gelistete Fix-Kupon Anleihen) verglichen worden sind. Jedoch konnten keine statisch signifikanten Unterschiede zwischen den Neu-Emissions-Prämien der einzelnen Sektoren festgestellt werden (vgl. Abschnitt 2.3).

Auch ist der Punkt kritisch zu sehen, dass bei möglichen Einflussfaktoren auf die Höhe der realisierten Neu-Emissions-Prämie nur anleiheabhängige Merkmale betrachtet worden sind. Andere Faktoren wie zum Beispiel Gebote im Bookbuilding Prozess, wer Lead Manager war oder wie sich zum Beispiel der Bund Future als Proxy für die allgemeine Marktverfassung entwickelt hat, wurde nicht berücksichtigt.

Außerdem wurden im Rahmen dieses Modells Ausreißer nicht definiert und auch nicht aus dem Modell entfernt. Dies könnte auch ein Grund für die geringe Modellgüte (in Form der R^2 und adj. R^2 -Werte) sein.

Mögliche Ursachen

Incentive

Neu-Emissions-Prämien könnten als Instrument dienen um Opportunitätskosten der Underwriter und Bookrunner zu senken. Durch einen schnellen Abverkauf der Anleihen können sie neue Mandate übernehmen und so ihren Umsatz (und die meist davon abhängige variable Vergütung der Mitarbeiter) steigern. Somit könnten Neu-Emissions-

Prämien als Incentive⁴⁵ gesehen werden um Investoren einen Anreiz zu geben in die Neu-Emission zu investieren statt in eine am Sekundärmarkt verfügbare Anleihe.

Transaktionskosten

Überzeugend und noch heute gültig ist die Argumentation von Lindvall (1977), wonach institutionelle Investoren kaum ihren Bestand von Anleihen handeln und eher einen buy-and-hold-to-maturity Ansatz haben und Anleihen in ihrem Bestand häufig anders (zum Beispiel gemindert um Abschreibungen) bewerten. Das führt möglicherweise dazu, dass daher diese Investoren diese Prämien nicht arbitrieren, weil diese dafür ihren Bestand verkaufen müssten (ggf. den Preis für ihre Anleihe senken und damit die Rendite erhöhen) und mit dem freigewordenen Kapital Anleihen-Neu-Emissionen zeichnen (und damit durch ihre zusätzliche Nachfrage die Renditen der Neu-Emissionen senken würden bis beide Renditen sich angeglichen haben). Der Verkaufsprozess einer Anleihe, kann unter anderem mehrere Tage bzw. Wochen dauern. Die Anleihe könnte da schon emittiert worden sein. Außerdem selbst wenn der Investor seine Anleihe rechtzeitig verkaufen könnte, wäre es unsicher ob dieser bei der Zeichnung auch denselben Betrag zugewiesen bekommt. Durch den Verkauf der Bestandsanleihe setzt sich dieser damit Wiederanlagerisiken aus.⁴⁶

Schätzmethode

Bei der Emission der Anleihe ist die Rendite der Anleihe (und damit die Finanzierungskosten des Emittenten vor Emissionskosten des Konsortiums) durch den Bookrunner zu schätzen. Obwohl in diese Schätzung verschiedene Faktoren, wie zum Beispiel Umfragen unter Investoren (Shadow Bookbuilding) und Vergleiche mit ähnlichen Anleihen, eingehen, kann die Rendite am Sekundärmarkt besser bestimmt werden, weil dort unter anderem auch mehr Teilnehmer am Bepreisungsprozess teilnehmen.

Survivorship-Bias

Eine weitere Argumentation für das Vorkommen von Neu-Emissions-Prämien lässt sich durch ein Gedankenexperiment erklären: Angenommen, dass der aktuelle Marktzinssatz von AAA gerateten Anleihen mit 10 Jahren Laufzeit bei 10 % liegen würde und der Bookrunner bzw. der Underwriter die Emissionsrendite einer neuen Anleihe bei 5 % ansetzen würde, wäre bei der Annahme eines rationalen Marktes kein Investor bereit für dasselbe Risiko eine viel geringere Vergütung zu übernehmen. Die Emission würde nicht

⁴⁵ Vgl. Brealey, Richard A./ Myers, Stewart C./ Marcus, Alan J.: Fundamentals of Corporate Finance, 8. Aufl., New York 2015. S. 442f

⁴⁶ Transaktionskosten als Ursache für Neu Emissionsprämien vgl. Conard/ Frankena (1969). S. 168

zustande kommen und scheitern. Bei dem umkehrten Fall, wenn der Marktzinssatz bei 5 % liegen würde und die Emission zu 10 % angeboten werden würde, würde die Emission sehr schnell beendet werden, weil Investoren diese Chance auf einen Free-Lunch ausnutzen wollen würden. Daher kann davon ausgegangen werden, dass eher fair- oder unterbewertete als überbewertete Emissionen zustande kommen. Abschnitt 2.3. zeigt, dass nach dem dort verwendeten Messverfahren 75 % der Anleihen eine (positive) Neu-Emissions-Prämie hatten.

Sonstige Beobachtungen

Wird angenommen, dass Underwriter die Anleiheemission vorfinanzieren und die Anleiheemission in den eigenen Bestand nehmen, könnten Finanzierungskosten des Underwriters auch eine Rolle bei der Höhe der Neu-Emissions-Prämien spielen. Als Proxy für die Finanzierungskosten, des Underwriters wurde für diese Hypothese der 3-Monats Euribor verwendet. Ein Zusammenhang zwischen dem 3-Monats Euribor und Neu-Emissions-Prämien (lineare Regression monatlicher Durchschnitte von 3M-Euribor und NEP) konnte jedoch nicht festgestellt werden.

Auch der Zusammenhang zwischen dem Emissionsvolumen und der Höhe der Neu-Emissions-Prämie konnte, ebenso wie bei Conard/ Frankena (1969),⁴⁷ nicht nachgewiesen werden. Obwohl es logisch erscheint, dass je größer die Emission, desto größer auch das Risiko für die Underwriter, ist nicht festzustellen, dass dies ein Einflussfaktor auf die Neu-Emissions-Prämie ist.

3. Fazit

3.1. Zusammenfassung

Im Rahmen dieser Arbeit wurden Neu-Emissions-Prämien bei einer Stichprobe von festverzinslichen Euro-Anleihen im Zeitraum von Mitte 2009 bis Mitte 2017 untersucht. Der Methodik von Hird/Young (2014) folgend wurden auch im Rahmen dieser Untersuchung die Renditen von Neu-Emissionen gegen eine Benchmark von Bloomberg BVAL Yield Curves verglichen. Hierzu wurde eine Stichprobe von 1.556 Euro-Anleihen, die im Zeitraum zwischen Mitte 2009 und Mitte 2017 emittiert worden sind, ausgewählt und zunächst deskriptiv beschrieben. Unter anderem wurde festgestellt, dass die Mediengröße einer Anleihe in diesem Zeitraum bei 600 Mio. Euro lag und die Rendite in innerhalb

⁴⁷ Vgl. Conard/ Frankena (1969). S. 185-186

dieser Zeit gesunken ist. Nach der Beschreibung der Stichprobe werden die Neu-Emissions-Prämien dieser Anleihen bestimmt. Die Neu-Emissions-Prämie wurde im Rahmen dieser Untersuchung als Spreadveränderung der Anleihe gegenüber der Benchmark zwischen zwei Zeitpunkten definiert. Insgesamt sind die festgestellten Neu-Emissions-Prämien stark gestreut. Es ist des Weiteren festgestellt worden, dass es auch zu negativen Neu-Emissions-Prämien gekommen ist (der Spread hat sich während der zwei Beobachtungszeitpunkte ausgeweitet). Die Median-Neu-Emissions-Prämie lag in einem Zeitraum von acht Wochen nach der Emission der Anleihe bei -12.6 Basispunkten (sprich: der Spread zwischen der Anleiherendite und der Benchmark hat sich um 12.6 Basispunkte angeglichen bzw. eingengt). Nach der Beschreibung der festgestellten Neu-Emissions-Prämien wird ein statistisches Modell aufgestellt, um die Ursachen von Neu-Emissions-Prämien zu untersuchen und sie modellieren zu können. Grundsätzlich kann festgestellt werden, dass je höher der Neu-Emissions-Spread bei Emission der Anleihe ist, desto höher ist auch die Neu-Emissions-Prämie über den Zeitverlauf. Mögliche Ursachen von Neu-Emissions-Prämien (Incentive für Investoren, Transaktionskosten und Schätzmethoden der Underwriter zur Bestimmung der Rendite von Neu-Emissionen und Survivorship-Bias) werden anschließend dann kurz diskutiert.

3.2. Ausblick

Neu-Emissions-Prämien und Underpricing bei Anleihen werden auch zukünftig Gegenstand von Untersuchungen sein. Im Rahmen dieser Untersuchung wurden neue Erkenntnisse gewonnen und neue Fragestellungen sind aufgekommen. So wurde bei der Stichprobe unter anderem in 2009 und 2012 eine hohe Streuung bei Neu-Emissions-Prämien beobachtet. Die Auslöser dafür könnten in weiteren Untersuchungen untersucht werden. Des Weiteren wurde in der Literatur (zum Beispiel bei Lindvall 1977) häufiger die Hypothese aufgestellt, dass es durch geringen Handel im Sekundärmarkt dazu kommt, dass sich Anleihepreise langsamer an das Zinsumfeld anpassen als Neu-Emissionen. In diesem Zusammenhang könnte untersucht werden, ob es auch bei sehr liquiden Staatsanleihen zu Neu-Emissions-Prämien kommt. Herausforderung einer solchen Untersuchung wäre die Tatsache, dass es bei Staatsanleihen eine Fülle an Derivaten (Optionen, Swaps, Futures) gibt, die die Arbitrage dieser Prämien ermöglichen könnten.

5. Quellen- und Literaturverzeichnis

Allen, Franklin Faulhaber, Gerald R.: Signalling by underpricing in the IPO market, in: Journal of Financial Economics, Heft 2.1989, August 1989, S.303-323.

Brealey, Richard A./ Myers, Stewart C./ Marcus, Alan J.: Fundamentals of Corporate Finance, 8. Aufl., New York 2015.

Conard, Joseph W./ Frankena, Mark W.: The Yield Spread Between New and Seasoned Corporate Bonds, 1952-63, in: Guttentag, Jack M./ Cagan, Phillip (Hrsg.): Essays on Interest Rates, Volume 1, New York 1969, S.143-222.

Datta, Sudip/ Iskandar-Datta, Mai/ Patel, Ajay: The Pricing of Initial Public Offers of Corporate Straight Debt, in: Journal of Finance, Heft 1.52, Hoboken (NJ) 1997. S.379-396.

Daube, Carl Heinz: Das Schuldenmanagement des Bundes, in: Eller, Roland/ Heinrich, Markus/ Perrot, René/ Reif, Markus (Hrsg.): Repeat Jahrbuch Treasury und Private Banking 2009, Potsdam 2009.

Deutsche Bundesbank: Die Geldpolitik des Eurosystems - Krisenbedingte Sondermaßnahmen des Eurosystems, https://www.bundesbank.de/Redaktion/DE/Standardartikel/Service/Schule_und_Bildung/krisenbedingte_sondermassnahmen_des_eurosystems.html, 19.12.2017.

Deutsche Bundesbank: Programm zum Ankauf von Vermögenswerten (APP), https://www.bundesbank.de/Redaktion/DE/Glossareintraege/P/programm_zum_ankauf_von_vermoegenswerten.html, 19.12.2017.

Deutsche Bundesbank: Zu den gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen der quantitativen Lockerung im Euro-Raum, in: Monatsbericht Juni 2016, Heft 6.68, Frankfurt am Main 2016. S.29-54.

Döhrmann, Andreas B.: Underpricing oder Fair Value - Das Kursverhalten deutscher Erstemissionen, Wiesbaden 1990.

Dormann, Carsten: Parametrische Statistik - Verteilungen, maximum Likelihood und GLM in R, Berlin/ Heidelberg 2013.

Ederington, Louis H.: The Yield Spread on New Issues of Corporate Bonds, in: Journal of Finance, Heft 5.29, Hoboken (NJ) 1974. S.1531-1543.

EDF Group: Activity and Sustainable Development Report 2009, Paris 2009.

Hird, Tom/ Young, Daniel: The New Issue Premium, Sydney 2014.

Iannotta, Giuliano: Investment Banking - A Guide to Underwriting and Advisory Services, Berlin/ Heidelberg 2010.

Lindvall, John R.: New Issue Corporate Bonds, Seasoned Market Efficiency and Yield Spreads, in: Journal of Finance, Heft 4.32, Hoboken (NJ) 1977. S.1057-1067.

Long, J. Scott/ Ervin, Laurie H.: Using Heteroscedasticity Consistent Standard Errors in the Linear Regression Model, in: The American Statistician, Heft: 3.54, Abingdon 2000. S. 217-224.

Michalak, Tobias C./ Neuhaus, Stefan: Underpricing und einjährige Performance von Neuemissionen am deutschen Kapitalmarkt nach der Neuen Markt-Ära, in: Finanz-Betrieb - Zeitschrift für Unternehmensfinanzierung und Finanzmanagement, Heft 10.2008, Düsseldorf 2008, S.184-192

o.V.: EZB verleiht ihr Geld weiter ohne Zins, auf: <http://www.zeit.de/wirtschaft/2017-07/mario-draghi-ezb-sitzung-finanzmarkt>, 17.01.2018.

O'Kane, Dominic/ Sen, Saurav: Credit Spreads Explained, New York 2004.

Perridon, Louis/ Steiner, Manfred/ Rathgeber, Andreas: Finanzwirtschaft der Unternehmung, 17. Aufl., München 2017.

Ritter, Jay R.: The Long-Run Performance of initial Public Offerings, in: Journal of Finance, Heft 1.46, Hoboken (NJ) 1991. S.3-27.

Rojahn, Joachim/ Schyra, Andreas: Underpricing deutscher Corporate Bond Emissionen, in: Corporate Finance, Heft 2.2010, Düsseldorf 2010. S.123-128.

Ross, Stephen A./ Westerfield, Randolph W./ Jordan, Bradford D.: Fundamentals of Corporate Finance, 10. Aufl., New York 2013.

Sachs, Lothar/ Hedderich, Jürgen: Angewandte Statistik - Methodensammlung mit R, 13. Auflage, Heidelberg 2009.

Statistisches Bundesamt: Deutschland im EU-Vergleich 2017, auf:

<https://www.destatis.de/Europa/DE/Staat/Vergleich/DEUVergleich.html>, 20.01.2018.

Talberg, Magnus/ Winge, Christian/ Frydenberg, Stein/ Westgaard, Sjur: Capital Structure Across Industries, in: International Journal of the Economics of Business, Heft: 2.15, London 2008. S.181-200.

von Auer, Ludwig: Ökonometrie - Das R Arbeitsbuch, Berlin 2017. S.243

Walz, Guido/ Grabowski, Barbara (Hrsg.): Lexikon der Statistik: mit ausführlichem Anwendungsteil, München 2004.