Kredit und Kapital, 39. Jahrgang, Heft 1, Seiten 117–148
Abhandlungen

Determinanten des Underwriting Spread bei internationalen Anleiheemissionen

Von Volker G. Heinke

I. Einleitung

Internationale Anleiheemissionen gewinnen vor dem Hintergrund der Globalisierung und Deregulierung der Finanzmärkte zunehmend an Bedeutung. Der Trend zur Securitization bewirkt bei international operierenden Banken eine Ausweitung des Emissionsgeschäfts im Investment Banking. Daneben wird die Fremdfinanzierung durch internationale Anleiheemissionen für kapitalsuchende Unternehmen durch sinkende Finanzierungskosten immer attraktiver.[1] Ein Indiz hierfür sind die stetig steigenden Emissionsvolumina und die wachsende Zahl der Emittenten und Banken am internationalen Kapitalmarkt.[2] Bei der Durchführung von Anleiheemissionen kommt der Übernahme und der Platzierung durch die emissionsführenden Banken, dem sog. Underwriting, eine besondere Relevanz zu. Der Underwriting Spread repräsentiert die Bonifikation der Bank für die Übernahme im Zusammenhang mit der Emission anfallenden Dienstleistungen und Risiken.

Während die empirische Analyse der Einflussfaktoren der Bankenbonifikation im Emissionsprozess von Aktien und Anleihen in den USA eine lange Tradition besitzt, wurde dieser Aspekt in der deutschsprachigen empirischen Literatur bislang vernachlässigt. So existieren keine empirischen Analysen zu den Einflussfaktoren bei Emissionen im deutschen Anleihesegment. Neuere Untersuchungen des Eurobondmarktes beschränken sich entweder auf das Dollarsegment, so z.B. *Melnik/Nessim* (2003), beziehen ausschließlich US-Emittenten ein, wie z.B. *Esho/Kollo/Sharpe* (2004), oder konzentrieren sich auf die Frage nach dem Einfluss der Euro-Einführung auf die Höhe des Underwriting Spread, wie z.B. *Santos/Tsatsaronis* (2002) oder *Melnik/Nissim* (2004).

---

[1] Vgl. *Röller* (1988), S. 294.

[2] Vgl. *Storck* (1997), S. 11 f. Für einen umfassenden Überblick vgl. *Claes/De Ceuster/Polfliet* (2002), S. 373 ff.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Der vorliegende Beitrag untersucht für das deutsche Währungssegment des Eurobondmarkts im Rahmen univariater Analysen und multipler Regressionsmodelle, welche Einflussgrößen für die Bestimmung der Übernahmeprovision maßgeblich sind.

Im folgenden Abschnitt werden die theoretischen Grundlagen für mögliche Bestimmungsfaktoren des Underwriting Spread dargelegt und testbare Hypothesen für die empirische Analyse abgeleitet. Dabei wird ein Bezug zu den bereits in den USA vorgelegten empirischen Befunden hergestellt. Abschnitt III. skizziert, ausgehend von einer Darstellung der Datenbasis, des Untersuchungsdesigns und deskriptiver Statistiken, die für den Euromarkt gefundenen empirischen Resultate zur Erklärung des Underwriting Spread.

II. Theoretische Determinanten des Underwriting Spread

1. Investmentbankfunktionen und Underwriting Spread

Investmentbanken nehmen im Emissionsprozess zahlreiche Funktionen wahr, hierzu zählen die Beratungsfunktion, die Übernahmefunktion, die Distributionsfunktion sowie die Abwicklungsfunktion. Eine wesentliche Tätigkeit stellt die Beratung des Emittenten dar, die sich zunächst in der Analyse der Emissionsfähigkeit und -würdigkeit des Kapitalnehmers äußert.[3] Daneben umfasst die Beratung das Rating Advisory, die Wahl des Emissionsvolumens, die konditionelle Ausgestaltung der Anleihe (Restlaufzeit, Kupon, Besicherung, Kündigungsrechte etc.), die Wahl der Anleihenwährung und des Emissionszeitpunktes sowie das Pricing.[4]

Bei der Emission von Wertpapieren besteht stets das Risiko, die Finanzierungstitel nicht vollständig oder nicht zum adäquaten Preis zu platzieren. Daher bietet die Investmentbank dem Emittenten an, das Absatzrisiko je nach Ausgestaltung ganz oder teilweise zu übernehmen (Übernahmefunktion).[5] Im Fall einer Absatzvermittelung („best effort“) wird lediglich die Distributionskapazität der Investmentbank angeboten, während das Platzierungsrisiko beim Emittenten verbleibt. Dagegen findet bei der Festübernahme („firm commitment“) oder der am Euromarkt

[3] Vgl. zu der Notwendigkeit und den Problemen der Emissionswürdigkeitsprüfung ausführlich *Pöhler* (1988), S. 85–95.

[4] Vgl. *Jacob/Klein* (1996), S. 119 f., *Pöhler* (1988), S. 169.

[5] Vgl. *Baron* (1979), S. 157.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

verbreiteten Form der Absatzgarantie („underwriting") ein Risikotransfer auf die emissionsbegleitende Bank oder Bankengruppe statt.[6]

Die Distributionsfunktion der Investmentbanken umfasst alle Tätigkeiten, die mit der Platzierung der Finanztitel in Verbindung stehen. Dabei stellen die Investmentbanken dem Emittenten ihre Absatzorganisation zur Verfügung. Dadurch kann der Emittent vorherrschende Geschäftsbeziehungen sowie die Reputation der Banken nutzen, um seine Wertpapiere am Kapitalmarkt („public placement") oder bei einem begrenzten Investorenkreis („private placement") zu veräußern.[7]

Zur Abwicklungsfunktion zählen sämtliche Aktivitäten zur Koordination und technischen Durchführung der Emission. Hierzu gehören die Bildung von Emissionskonsortien, die Abfassung des Übernahmevertrages, die Erstellung des Verkaufsangebotes und -prospektes sowie sonstige Dokumentationen.[8] Nach erfolgter Emission der Wertpapiere stehen die Investmentbanken dem Emittenten noch als Hinterlegungs- und Zahlstelle zur Verfügung und erfüllen darüber hinaus nachgelagerte und begleitende Dienstleistungen, wie die Einführung zum Börsenhandel und Maßnahmen zur Kurspflege.[9] Im Rahmen der Kurspflege übernehmen die emissionsführenden Investmentbanken (Lead Manager) die Funktion des Market-Makers für die von ihnen plazierten Anleihen und sorgen somit für die Liquidität der Wertpapiere und die ständige Überwachung des Anleihekurses. In ihrer Funktion, als Market-Maker am Sekundärmarkt jederzeit Kurse zu stellen, gehen die Investmentbanken auch nach der Emission aktive Risikopositionen ein.[10]

2. *Definition des Underwriting Spread*

Im internationalen Emissionsgeschäft verkörpert der Underwriting Spread die Differenz zwischen dem Preis, zu dem die Investmentbanken die Emission vom Emittenten erwerben, und dem Preis, zu dem sie diese Emission am Kapitalmarkt platzieren. Die Differenz fließt den Investmentbanken als Bonifikation (Underwriting Fee, Übernahmeprovision)

---

6 Vgl. *Achleitner* (2000), S. 478.

7 Vgl. *Pöhler* (1988), S. 229.

8 Vgl. *Lang* (1993), S. 7.

9 Vgl. *Jacob/Klein* (1996), S. 122. Daneben stehen die Banken als Treuhänder zur Verwaltung von bestellten Sicherheiten bei privaten Emittenten zur Verfügung. Vgl. *Rudolph* (1981), S. 64.

10 Vgl. *Jacob/Klein* (1996), S. 122.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

für die im Rahmen der Emission übernommenen Funktionen zu.[11] Die Provision stellt sich dar als eine Bruttogebühr (Gross Fee) sowohl für die Distributionsaufwendungen (selling fee) als auch für die administrativen Tätigkeiten (management fee) und die Risikoübernahme während des Emissionsprozesses.[12]

Die Höhe der Zahlungen an die Investmentbanken wird auf der Basis eines Prozentsatzes der Nettoerlöse des Emittenten ermittelt und variiert je nach Emission. Dabei wird der Underwriting Spread unter den Konsortialmitgliedern nach vertraglich festgelegten Quoten aufgeteilt.

3. Risikoübernahme

a) Zinsrisiko

Im Rahmen der Übernahmefunktion tragen die Investmentbanken Zins-, Kredit- und Liquiditätsrisiken, für die eine entsprechende Kompensation verlangt wird. Bei Risikoaversion der Investmentbank ergibt sich der Underwriting Spread als eine steigende Funktion des übernommenen Risikos (risk bearing costs).[13] Da die Risikoübernahme erst zeitlich nach der Festlegung der Underwriting Spreads erfolgt, müssen die Investmentbanken diese Risikokosten bereits vorab durch Schätzung in der Kalkulation des Underwriting Spread berücksichtigen.[14]

Der zentrale Risikofaktor für das Marktpreisrisiko der Investmentbank während der Übernahme- und Platzierungsphase ist das Zinsänderungsrisiko.[15] Da der Übernahmepreis zwischen der Investmentbank und dem Emittenten schon vor Platzierungsbeginn vereinbart wird, sind für den Emittenten zukünftige Zinssatzänderungen für diese Emission nicht mehr von Bedeutung. Für die Investmentbank besteht jedoch während der Selling Period das Risiko, aufgrund eines Zinsanstiegs den geplanten Emissionspreis für die Anleihe am Markt nicht mehr realisieren zu können.[16] Insbesondere bei der Festübernahme ist ein umso größerer Un-

---

11 Vgl. *Ross/Westerfield/Jaffee* (1990), G. 18. Vgl. aber die hiervon abweichende Definition der Bankenbonifikation in *Melnik/Nissim* (2003), S. 282.

12 Vgl. *Marr/Thompson* (1984), S. 323.

13 Vgl. *Logue/Lindvall* (1974), S. 203, *Sorensen* (1980), S. 437, *Ederington* (1975), S. 74, *Santos/Tsatsaronis* (2002), *Melnik/Nissim* (2003), *Melnik/Nissim* (2004) und *Esho/Kollo/Sharpe* (2004).

14 Vgl. *West* (1967), S. 244.

15 Vgl. *Marr/Thompson* (1984), S. 324, und *Mandelker/Raviv* (1977), S. 683.

16 Vgl. *West* (1967), S. 244.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

derwriting Spread zu erwarten, je größer das Zinsänderungsrisiko eingeschätzt wird.

Die Höhe des somit übernommenen Zinsänderungsrisikos hängt einerseits von der Zinssensitivität der übernommenen Anleihe ab. Da die Zinssensitivität mit einer höheren Restlaufzeit und damit höheren Duration steigt, ist für Emissionen mit höherer Laufzeit ein höherer Underwriting Spread zu erwarten. Bisherige theoretische und empirische Untersuchungen haben einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen der Restlaufzeit der Anleihe und dem Underwriting Spread festgestellt.[17]

Andererseits ist das übernommene Zinsrisiko umso höher, je stärker die Zinssätze im Zeitraum der Übernahme schwanken. Folglich wird die Investmentbank den Underwriting Spread umso höher ansetzen, je höher die erwartete Zinsvolatilität während der Übernahmephase ist.[18] Bisherige empirische Untersuchungen haben unterschiedliche Verfahren zur Bestimmung der Marktzinsvolatilität angewendet, stets aber einen signifikant mit der Volatilität ansteigenden Underwriting Spread ermittelt.[19]

b) Kredit- und Liquiditätsrisiko

Die Investmentbank wird bis zur endgültigen Platzierung zum Gläubiger des Emittenten und trägt folglich auch das Ausfallrisiko und das Bonitätsänderungsrisiko der Anleihe.[20] Insoweit ist ein umso größerer Underwriting Spread zu erwarten, je niedriger das Rating der Anleihe ist.[21] Darüber hinaus argumentiert *Ederington* (1975), dass mit niedrigerem Rating ein aufgrund schwieriger zu schätzender Marktnachfrage höheres Absatzrisiko verbunden ist und ein höheres Liquiditätsrisiko vorliegt, da

---

17 Vgl. *West* (1967), *Ederington* (1975), Sorensen (1980), *Marr/Thompson* (1984), *Livingston/Miller* (2000), *Atinkilic/Hansen* (2000).

18 Vgl. *Marr/Thompson* (1984), S. 326.

19 *Sorensen* (1980), S. 439, untersucht die absolute Zinsänderung eine Woche vor dem Verkaufsdatum, *West* (1967), S. 248, verwendet die prozentuale Veränderung eines Bond-Index drei Wochen vor dem Verkaufstermin. Dagegen berechnet *Ederington* (1975), S. 83, die Standardabweichung und *Marr/Thompson* (1984), S. 325, die mittlere absolute Abweichung von Anleiherenditen 10 Tage vor dem Verkaufsdatum.

20 Vgl. *Stoll* (1976), S. 99.

21 Allerdings wird dem Ausfallrisiko von einigen Autoren nur sehr geringe Bedeutung beigemessen, da ein Ausfall der Emission in der sehr kurzen Platzierungsphase als unwahrscheinlich angesehen wird. Vgl. *Marr/Thompson* (1984), S. 324, und *Ederington* (1975), S. 85.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Anleihen mit höherem Bonitätsrisiko geringere Markttiefe aufweisen und weniger liquide sind. Mit dem Kredit- und Absatzrisiko eng verbunden ist zudem das Reputationsrisiko der Investmentbank.[22] Eine nicht erfolgreich durchgeführte Emission oder etwa eine Emission mit Zahlungsverzug führt zu einem Image- und Reputationsverlust bei den Investoren und zukünftigen potenziellen Emittenten, da der Erfolg der Emission mit der Platzierungskraft und der Marktposition der Investmentbank in Verbindung gebracht wird.[23]

In zahlreichen empirischen Untersuchungen des US-Marktes wurde das Rating als signifikanter Einflussfaktor von Underwriting Spreads ermittelt.[24] Dementsprechend wird auch für den Euromarkt ein mit fallendem Rating steigender Underwriting Spread erwartet.

4. Beratung und Origination

Bereits vor dem eigentlichen Emissionsverfahren entstehen Kosten durch die Beratung der Emittenten, die Gestaltung der zu emittierenden Anleihe und die Dokumentation der Emission (Origination Costs) sowie sonstige Kosten (z. B. für Börseneinführung). Die Höhe dieser Kosten richtet sich nach Art und Umfang der übernommenen Tätigkeiten und schlägt sich direkt im Underwriting Spread nieder.[25] Je umfangreicher diese Dienstleistungen sind, umso größer sollte c. p. der Spread ausfallen.

5. Distributionskosten und -risiken

Während der Plazierungsphase fallen für die Investmentbanken Kosten für die Distribution der Finanztitel an, die im abschließenden Vertrieb und dem Marketing („road shows“) für die Anleihe liegen.[26] Die Höhe der Distributionsaufwendungen ist wiederum abhängig von der benötigten Zeit und dem Standing des Emittenten am internationalen Finanzmarkt.[27] Je länger die Distributionsphase dauert, umso höher sind die Opportunitätskosten für Refinanzierung und entgehende, anderweitige

---

22 Vgl. *Sorensen* (1980), S. 437.

23 Vgl. *Ederington* (1975), S. 74.

24 Vgl. *West* (1967), *Ederington* (1975), *Sorensen* (1980), *Marr/Thompson* (1984), *Livingston/Miller* (2000), *Atinkilic/Hansen* (2000), *Santos/Tsatsaronis* (2002), *Melnik/Nissim* (2003), *Melnik/Nissim* (2004) und *Esho/Kollo/Sharpe* (2004).

25 Vgl. *West* (1967), S. 243, und *Stoll* (1976), S. 99.

26 Vgl. *Marr/Thompson* (1984), S. 323.

27 Vgl. *Sorensen* (1980), S. 436.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Emissionsgeschäfte.[28] Anleiheemissionen, bei denen der Emittent über ein einwandfreies Standing verfügt, bewirken in der Regel eine größere Nachfrage seitens der Investoren.

Da die Distributionsdienstleistungen erst nach Festlegung des Underwriting Spread anfallen, sind diese vorab durch die Investmentbank zu schätzen. Je höher somit die Kosten im Rahmen der Verkaufsaufwendungen für die Emission eingeschätzt werden, desto höher wird der Underwriting Spread kalkuliert, den die Investmentbanken für die Emission verlangen.[29]

Teile der Beratungs- und Distributionskosten sind fix, weshalb für großvolumige Emissionen bei konstantem Underwriting Spread eine höhere Gewinnmarge aufgrund von Economies of Scale verbunden ist.[30] Wenn davon ausgegangen wird, dass Investmentbanken ihre Kunden an diesem Effekt partizipieren lassen, müsste mit steigendem Emissionsvolumen ein sinkender Underwriting Spread verbunden sein. *West* (1967) unterstellt eine lineare Beziehung zwischen Emissionsvolumen und Spread. Mit der Begründung, dass Economies of Scale mit steigendem Emissionsvolumen immer mehr an Einfluß verlieren, haben *Ederington* (1975), *Sorensen* (1980) und *Marr/Thompson* (1984) einen nicht-linearen Zusammenhang zwischen Emissionsvolumen und Spread unterstellt.[31] Empirisch kann lediglich *Ederington* (1975) den vermuteten inversen Zusammenhang bestätigen. In den Analysen von *West* (1967), *Sorensen* (1980) und *Marr/Thompson* (1984) stellen sich die Regressionskoeffizienten dieser Variable aber als insignifikant heraus. *Atinkilic/Hansen* (2000) ermitteln sogar einen mit höherem Emissionsvolumen signifikant steigenden Underwriting Spread und schließen daraus, dass nicht generell von Economies of scale im Emissionsgeschäft ausgegangen werden kann. Sie argumentieren vielmehr, dass die Kostenfunktion einen u-förmigen Verlauf aufweist.[32] Auch in den Studien von *Santos/Tsatsaronis* (2002) und *Esho/Kollo/Sharpe* (2004) weisen die jeweiligen Koeffizienten uneinheitliche Vorzeichen auf bzw. sind insignifikant.

---

28 Vgl. *West* (1967), S. 246.

29 Vgl. *Sorensen* (1980), S. 437.

30 Vgl. *West* (1967), S. 249.

31 Vgl. *Ederington* (1975), S. 89, *Sorensen* (1980), S. 442, *Marr/Thompson* (1984), S. 325.

32 Vgl. *Atinkilic/Hansen* (2000), S. 213 f.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

6. *Underpricing*

Nach *Baron/Holmstrom* (1980) steigt die Nutzenfunktion des Underwriters mit steigendem Underwriting Spread und fällt mit steigendem Emissionserlös, da Letzterer mit höheren Distributionsaufwendungen und -risiken verbunden ist. Während die Investmentbank zur Minimierung des Distributionsrisikos einen möglichst niedrigen Emissionspreis bzw. hohe Emissionsrendite anstrebt, liegt im Gegenteil ein möglichst hoher Emissionspreis bzw. niedrige Emissionsrendite im Interesse des emittierenden Unternehmens. Daher stellt eine mit dem Emissionserlös („selling effort") steigende Underwriting-Spread-Funktion eine optimale Anreizstruktur für die Investmentbank aus Sicht des Emittenten dar, um das für die Investmentbank vorteilhafte Underpricing einer Emission zu verhindern. Dementsprechend sollte der Underwriter Spread so ausgestaltet sein, dass die Investmentbank einen Anreiz zu emittentenorientiertem Pricing erhält. *Sorensen* (1980) und *Marr/Thompson* (1984) untersuchen erstmalig den mit dieser Hypothese verbundenen Zusammenhang zwischen Underwriting Spread und Emissionsrendite. Während *Sorensen* (1980) keinen Zusammenhang feststellen kann, finden *Marr/Thompson* (1984) einen die Theorie bestätigenden, signifikant negativen Zusammenhang zwischen Underwriting Spread und Emissionsrendite.

7. *Reputation*

Ein weiterer entscheidender Faktor für den Emissionserfolg ist die Reputation des Emittenten am Markt. Emittenten beziehen ihre Reputation und ihr Emissions-Standing u. a. aus der Anzahl erfolgreicher Anleiheemissionen in der Vergangenheit.[33] Ein besserer „Track record" in Form einer größeren Anzahl erfolgreicher Emissionen erleichtert Investmentbanken die Distribution künftiger Emissionen, weshalb sie diesen Emittenten einen geringeren Underwriting Spread in Rechnung stellen.

Auch die Reputation der Investmentbanken als Emissionsbegleiter ist maßgeblich für den Distributionserfolg. Den Investoren wird durch die Einbeziehung reputationsstarker Banken in das Emissionskonsortium eine hohe Qualität der Emission signalisiert.[34] Durch diese Reputationsübertragung sinken die Distributionsaufwendungen und -risiken für die reputationsstarken Investmentbanken, weshalb auch eine Verringerung

[33] Vgl. z. B. *Sorensen* (1980), *James* (1992), *Livingston/Miller* (2000).
[34] Vgl. *Esho/Kollo/Sharpe* (2004), S. 7.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

des Underwriting Spread für den Emittenten zu erwarten ist. *Livingston/Miller* (2000) stellten empirisch signifikant niedrigere Underwriting Spreads bei renommierten Investmentbanken fest und schließen damit auf einen Reputationstransfer und Zertifizierungseffekt durch renommierte Underwriter.

Ein Reputations- und Zertifzierungseffekt kann auch dadurch begründet werden, dass die zu emittierende Anleihe durch mehr als ein Rating zertifiziert wird. Bereits bei der Analyse der Einflussfaktoren von Credit Spreads haben empirische Untersuchungen gezeigt, dass durch Zweitratings, insbesondere durch Doppelratings (d.h. durch identische Zweitratings) eine signifikante Reduktion des Credit Spreads bewirkt wird.[35] Sofern mit einem Doppelrating ein signifikanter Zertifizierungseffekt verbunden ist, durch den die Investoren auf ein vermindertes Informationsrisiko bezüglich der Emission schließen, ist ein reduzierter Underwriting Spread zu erwarten, da sich damit auch das Distributionsrisiko der Investmentbank reduziert.

8. Regulierungseffekte

Über die genannten Faktoren hinaus können auch Regulierungs- und Nationalitätseinflüsse das Distributionsrisiko der Investmentbank beeinflussen. Investmentbeschränkungen zahlreicher Investoren, z.B. von Pensionsfonds oder Versicherungen können dazu führen, dass das Absatzrisiko bestimmter Emissionen steigt. Beispielsweise unterliegen die Anlagegegenstände des Sicherungsvermögens von Versicherungen bestimmten Qualitätsanforderungen hinsichtlich der Bonität der Anlagen, sodass eine Anlage in Titel unterhalb Investment-Grade grundsätzlich nicht bzw. nur zur Beimischung möglich ist. Anforderungen bezüglich der Währungsstruktur der Anlagen beschränken die Versicherungen zum Großteil auf in inländischer Währung denominierte Kapitalanlagen oder bevorzugen generell inländische Emittenten gegenüber ausländischen Emittenten. Daher ist es möglich, dass Neuemissionen deutscher Emittenten für Investmentbanken am deutschen Markt ein geringeres Distributionsrisiko aufweisen als Emissionen unbekannterer, ausländischer Emittenten. Damit kann auch erwartet werden, dass der Underwriting Spread bei Anleihen deutscher Emittenten c.p. niedriger ist. Bislang liegen zum Nationalitätseffekt deutscher Emittenten am Euromarkt keine empirischen Befunde vor.

[35] Vgl. z.B. *Hsueh/Kidwell* (1988) und *Heinke* (2000).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Darüber hinaus können Rechnungslegungs- und Gewinnermittlungsvorschriften zur Bevorzugung von Neuemissionen bestimmter Ausstattung führen. Zur Vermeidung von Abschreibungen bzw. Aufwendungen aus Kapitalanlagen im deutschen Handelsrecht werden regelmäßig Emissionen mit einem Emissionspreis von 100 oder darunter präferiert. Über pari emittierte Anleihen werden dagegen aufgrund der aufwandswirksamen Erfassung des Agios weniger präferiert. Sofern diese Präferenz auch im Emissionsprozess von Euroanleihen existiert, ist ein höheres Distributionsrisiko mit Anleihen verbunden, die über pari emittiert werden, was c. p. zu einem höheren Underwriting Spread führen sollte.

III. Empirische Analyse des Underwriting Spread

1. Datenbasis und Variablenkonfiguration

Gegenstand dieses Kapitels ist die empirische Untersuchung von neuemittierten DM-Anleihen internationaler Emittenten. Als zu erklärende Variable der nachfolgenden univariaten Analysen und multiplen Regressionen wird der bei Neuemission durch die Investmentbank in Rechnung gestellte Underwriting Spread (gross fee) untersucht.[36] Die Betrachtung von Neuemissionen ermöglicht die Abdeckung eines langen Zeitraumes am Primärmarkt, womit eine kontinuierliche Analyse der äußeren Umstände (Marktverfassung, Zinsniveau, Zinsvolatilität) möglich wird.

Für die vorliegende Primärmarktanalyse wurden Neuemissionen von DM-Festzinsanleihen internationaler Emittenten herangezogen.[37] Es wurden Anleihen mit festem Kupon im Zeitraum von 1980 und 1997 erhoben. Floater, Wandel- und Optionsschuldverschreibungen sowie Index- oder Währungsanleihen wurden eliminiert. Um einheitliche Liquiditätsvoraussetzungen zu gewährleisten und die Wahrscheinlichkeit marktgerechter Emissionsrenditen zu erhöhen, werden lediglich öffentliche Angebote („public offerings“) betrachtet, die an einer deutschen Börse eingeführt sind.

---

36 Dies ist die regelmäßig in empirischen Studien untersuchte Variable. Vgl. z. B. die neueren Analysen von *Santos/Tsatsaronis* (2002) und *Esho/Kollo/Sharpe* (2004). Dagegen weichen *Melnik/Nissim* (2003) von dieser Methodik ab, indem sie zusätzlich die Differenz zwischen Verkaufspreis (offering price) und garantiertem Preis (guaranteed price) heranziehen.

37 Als Datenbasis der Anleihestammdaten dienten die Datenbanken von Euromoney Bondware und IFR Securities Data.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Für die Ermittlung der bonitätsrisikofreien Zinsvolatilität wurde auf den REX-Rentenindex als Benchmark zurückgegriffen. Da der Index erst ab dem 1.1.1988 berechnet wird, muss der Untersuchungszeitraum auf die Jahre von 1988 bis 1997 begrenzt werden. Der REX-Rentenindex bietet den Vorteil der Anpassung hinsichtlich Kupon und Restlaufzeit an die jeweilige Anleihe.[38] Da Zinssätze unterschiedlicher Laufzeit auch unterschiedliche Volatilitäten aufweisen, wird durch dieses Verfahren sichergestellt, dass der jeweiligen Anleihe genau jene bonitätsrisikofreie Zinsvolatilität zugeordnet wird, die ihr hinsichtlich ihrer Restlaufzeit sowie ihrer Kuponhöhe zuzuordnen ist.

Folgende Variablen wurden als Einflussfaktoren des Underwriting Spread konfiguriert:

- **Restlaufzeit (RLZ, LN_RLZ)**

  Die Variable RLZ ermittelt sich als Differenz zwischen dem ersten Zahltag (payment date) und dem Fälligkeitstag (maturity date) in Jahren. Im Rahmen der Analysen wird die logarithmierte Größe LN_RLZ verwendet. Es wird davon ausgegangen, dass der Underwriting Spread mit dem durch eine höhere Restlaufzeit steigenden Zinsänderungsrisiko der Investmentbank steigt.

- **Anleiherating (RATING)**

  Bisherige empirische Untersuchungen zum Zusammenhang zwischen der Ratingeinstufung und der Bonitätsrisikoprämie von Anleihen lassen sich hinsichtlich der Modellierung der Ratingklassen im Rahmen von Regressionsmodellen in zwei Gruppen einteilen. Einerseits lässt sich das Rating als numerische Variable oder andererseits als Set von Indikatorvariablen (Dummy-Variablen) modellieren. Als Vorteil einer numerischen Modellierung wird genannt, dass dadurch die Erfassung des Rating in einer einzigen Variable möglich ist. Die Modellierung mittels Indikatorvariablen erfordert dagegen eine große Anzahl von 0/1-Variablen, was zu einer Überbewertung der Signifi-

[38] Der REX bildet den Markt für deutsche Staatsanleihen ab und beinhaltet alle Anleihen, Obligationen und Schatzanweisungen der Bundesrepublik Deutschland, des Fonds Deutsche Einheit und der Treuhandanstalt. Als Berechnungsgrundlage dienen Quotes und Börsenpreise der Papiere mit fester Verzinsung und einem Laufzeitspektrum von 0,5 bis 10,5 Jahren. Aus diesen Preisen werden ISMA-Renditen ermittelt, auf deren Grundlage die Deutsche Börse AG mittels eines multiplen Regressionsansatzes die Zinsstruktur in Abhängigkeit von Kupon und Restlaufzeit börsentäglich berechnet. Vgl. zur Wahl der Benchmark bei der Spread-Isolierung *Heinke* (1998), S. 316 ff., und zur Beschreibung und Berechnung des REX *Deutsche Börse AG* (1997), S. 4 ff.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

kanz der Ratings in der Regressionsgleichung führen kann. Allerdings unterstellt man bei Verwendung einer numerischen Variablen, dass es sich beim Rating um eine intervallskalierte Einstufung handelt, während Indikatorvariablen auf die Annahme gleicher Abstände zwischen den Ratingvariablen verzichten. Im Rahmen der vorliegenden Analyse wird das Rating über eine numerische Variable modelliert. Auf dieser Basis ist für die anschließende Mehrfachregression zu entscheiden, ob ggf. eine alternative Modellierung angemessen ist.

Tabelle 1

Kodierung der Ratings

Moody's	**Code**	**S & P**
Aaa	1	AAA
Aa1	2	AA+
Aa2	3	AA
Aa3	4	AA–
A1	5	A+
A2	6	A
A3	7	A–
Not rated	7,5	Not rated
Baa1	8	BBB+
Baa2	9	BBB
Baa3	10	BBB–
Ba1	11	BB+
Ba2	12	BB
Ba3	13	BB–
B1	14	B+
B2	15	B

Die Kodierung der Ratings ist Tabelle 1 zu entnehmen. Die Anleihen der Stichprobe weisen ein Mindestrating von B bzw. B2 aus, weshalb nicht die gesamte Ratingskala kodiert werden muss. Sowohl die Ratings von Standard & Poor's als auch jene von Moody's wurden in absteigender Folge mit einer dem zunehmenden Bonitätsrisiko entsprechenden Kodierung versehen. Um einen höheren Stichprobenumfang

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

zu gewährleisten, wird der Variable RATING für eine Anleihe dann ein Wert zugewiesen, wenn sie ein Rating von einer der beiden Agenturen besitzt. Dabei wird davon ausgegangen, dass die Risikoaussagen der Ratingstufen beider Agenturen gleich sind. Für den Fall von Split Ratings wurde der Mittelwert aus beiden Ratings als maßgeblich herangezogen. Bisherige empirische Untersuchungen haben ergeben, dass ungeratete Anleihen durchschnittlich mit einer Bonität zwischen A– und BBB+ bewertet werden. Dementsprechend werden ungeratete Titel in der Studie mit einem Ratingwert von 7,5 belegt.

Da mit einem niedrigeren Rating ein höheres Ausfallrisiko und ggf. auch ein (regulierungsbedingt) höheres Absatzrisiko bei regulierten Investoren (z. B. Versicherungen, Pensionskassen) besteht, wird von einem positiven Zusammenhang zwischen Ratingvariable und Underwriting Spread ausgegangen.

- **Doppelrating (DOPRAT)**

  Es werden zwei Indikatorvariablen als Ergänzung herangezogen. Die Variable für ein Doppelrating (DOPRAT) erhält den Wert 1, falls eine Anleihe ein *identisches* Rating von beiden Agenturen besitzt, andernfalls den Wert 0.

  Bei einem Doppelrating wird c. p. ein niedrigerer Underwriting Spread vermutet.

- **Anleiherendite (YIELD-TO-MATURITY)**

  Die Anleiherendite ist als interner Zinsfuß auf Endfälligkeit berechnet. Preisliche Grundlage für die Berechung der Emissionsrendite ist der Emissionspreis abzüglich aller Bankgebühren („less full fees“) am Ankündigungsdatum der Emission.

  Mit einer niedrigeren Anleihenrendite wird ein höherer Underwriting Spread vermutet, da der Emittent der Investmentbank für einen höheren Emissionspreis eine höhere Bonifikation in Aussicht stellt.

- **Emissionsgestaltung über/unter pari (PAR)**

  Die Gestaltung der Emissionsrendite geschieht durch Justierung des Kupons und des Emissionspreises. Bei einem der Marktrendite entsprechenden Kupon ergäbe sich ein Emissionspreis von 100 %. Häufig verlangen regulierte Investoren zur Vermeidung von Abschreibungen einen Emissionskurs, der dem Rückzahlungspreis entspricht, welcher i. d. R. bei 100 liegt. Für einen – bei marktgerechter Verzinsung – hö-

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

heren Emissionspreis ist ein höherer Distributionsaufwand erforderlich, um diese Anleihen auch bei regulierten Investoren zu platzieren. Im Umkehrschluss sind Emissionen unter pari c. p. leichter zu platzieren. Dies gilt insbesondere unter steuerlichen Aspekten, da zahlreiche Investoren aus steuerlichen Gründen ein Disagio einem ordentlichen Kuponertrag vorziehen. Die Dummyvariable PAR hat einen Wert von 0 bei einem Emissionspreis unter 100 und 1 bei einem Emissionspreis über 100.

Vor diesem Hintergrund wird c. p. ein höherer Underwriting Spread bei solchen Titeln erwartet, deren Emissionspreis über 100 liegt.

- **Zinsvolatilität (REX_VOLA)**

  Zum Test des Einflusses des Marktrisikos auf die Höhe des Underwriting Spread wird der Zinssatz risikofreier Anlagen für jede Anleihe individuell durch die kupon- und laufzeitkongruente Rendite des Rentenindex REX in Basispunkten ausgedrückt. Als Variable für die Unsicherheit im Zinsniveau wird die rollierende 10-Tages-Standardabweichung der REX-Rendite (REXVOLA) nach

$$s_t = \sqrt{\frac{1}{9} \cdot \sum_{j=t-10}^{t-1} \left[r_j(T,c) - \left(\frac{\sum_{j=t-10}^{t-1} r_j(T,c)}{10} \right) \right]^2} \tag{1}$$

  mit s_t: 10-Tages-Standardabweichung täglicher Differenzen der REX-Rendite in Prozent

  berechnet.[39]

  Mit einem durch eine höhere Volatilität ausgedrückten, höheren Marktrisiko für die Investmentbank wird ein umso höherer Underwriting Spread vermutet.

- **Emissionsvolumen (LOGEV_C)**

  Als Einflussgröße, die die Marktbreite und Marktliquidität sowie den Beachtungsgrad (analyst coverage) eines Finanztitels beschreiben soll, wird das Emissionsvolumen herangezogen. Aus dem absoluten Emissionsvolumen in Mio. DM wird das logarithmierte Emissionsvolumen berechnet. Analog zur Vorgehensweise bei Atinkilic/Hansen (2000) er-

[39] Vgl. ähnlich *Thompson/Vaz* (1990), S. 460, und *Billingsley/Lamy/Marr/Thompson* (1985), S. 62, die eine mittlere absolute Abweichung der täglichen Renditedifferenzen berechnen.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

folgt vor der Logarithmierung eine Deflationierung des Emissionsvolumens anhand des Verbraucherpreisindexes des Statistischen Bundesamtes. Damit werden die Emissionsvolumina inflationsbereinigt in Preisen des Jahres 1995 dargestellt.[40]

Aufgrund der bislang vorliegenden, widersprüchlichen theoretischen wie empirischen Befunde zum Zusammenhang zwischen Underwriting Spread und Emissionsvolumen wird keine Erwartung für die Art des Zusammenhangs formuliert.

- **Börsenzulassungen (B_LIST)**

  Die Anzahl der Börsen, an der eine Anleihe notiert wird, wird durch die numerische Variable B_LIST wiedergegeben. Es wird angenommen, dass mit zunehmender Anzahl an Börsenzulassung höhere Nebenkosten (Börseneinführungs- und -folgegebühren) verbunden sind, die der Investmentbank entsprechend vergütet werden müssen.

  Mit einer steigenden Anzahl an Börsenzulassungen wird damit c. p. auch ein höherer Underwriting Spread erwartet.

- **Anzahl emissionsführender Banken (BOOKRUN)**

  Die Anzahl emissions- und buchführender Investmentbanken im Emissionskonsortium (Lead Manager, Bookrunner) wird in der ganzzahligen Variable BOOKRUN erfasst. Mit dieser Größe kann die Reputation des Konsortiums gemessen werden, da das Distributionspotenzial und die investorenseitig wahrgenommene Reputation mit zunehmender Anzahl an Lead Managern im Konsortium steigen.[41]

  Mit einer höheren Anzahl an Bookrunnern im Konsortium wird eine höhere Reputation, ein niedrigeres Distributionsrisiko und damit ein niedrigerer Underwriting Spread erwartet.

- **Emissionshäufigkeit (ISS_ANZ)**

  Die ganzzahlige Variable ISS_ANZ erfasst die Anzahl der von einem Emittenten im Untersuchungszeitraum emittierten Anleihen.

  Mit einer höheren Anzahl ermittierter Anleihen verbinden die Investoren eine höhere Reputation des Emittenten, womit ein niedrigeres Dis-

---

40 Ich danke dem anonymen Gutachter für diesen Hinweis.

41 Gleichzeitig stellen Bookrunner häufig Market-Maker-Funktionen bereit, indem sie als Kontraktpartner im frühen Anleihehandel auftreten und insbesondere Marktpflege betreiben, sofern dies nötig ist. Damit kann auch eine umso höhere Marktliquidität erwartet werden, je mehr Bookrunner an einer Emission beteiligt sind. Vgl. *Bradley* (1991), S. 66 f.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

tributionsrisiko und damit niedrigerer Underwriting Spread erwartet wird.

- **Emittentennationalität (GERMAN)**

  Sofern der Emittent in Deutschland domiziliert, wird der Anleihe in der Variable GERMAN ein Wert von 1, andernfalls 0 zugewiesen. Sofern ein deutscher Emittent sich die Finanzmittel über Finanzierungsgesellschaften beschafft, die aus steuerlichen Gründen in anderen Hoheitsgebieten ansässig sind (z.B. Niederländische Antillen), so werden Anleihen dieser Gesellschaften ebenfalls als Anleihen von Emittenten mit Domizil in Deutschland betrachtet.[42]

  Da sich der Absatz von DM-Anleihen vornehmlich an deutsche Investoren richtet, kann erwartet werden, dass das Distributionsrisiko der Investmentbank für den Vertrieb von Anleihen deutscher Emittenten im Vergleich zu Anleihen ausländischer Emittenten geringer ist. Daher wird für Anleihen deutscher Emittenten ein signifikant niedrigerer Underwriting Spread erwartet.

- **Kündbarkeit (CALL)**

  Als Kontrollvariable wird die Kündbarkeit einer Anleihe berücksichtigt. Falls Anleihen unterschiedliche Kündigungsmöglichkeiten besitzen, ist ex ante eine genaue Abschätzung der Restlaufzeit nicht möglich. Damit misslingt aber auch eine theoretisch exakte Abschätzung des Zinsrisikos. Darüber hinaus kann davon ausgegangen werden, dass der Distributionsaufwand für kündbare Anleihen größer ist, da das Wiederanlagerisiko für die Investoren gegenüber unkündbaren Titeln steigt.[43] Um diesen Einfluss zu kontrollieren, wird die Variable CALL mit dem Wert 1 (ansonsten Null) belegt, falls eine Anleihe vor Erreichen des Fälligkeitszeitpunktes gekündigt werden kann.

  Für kündbare Anleihen wird im Vergleich zu unkündbaren Anleihen c.p. ein höherer Underwriting Spread erwartet.

- **Jahr der Emission (JAHR)**

  Als weitere Kontrollvariable zur Berücksichtigung der Marktsituation wird das Jahr der Emission als ganzzahlige Variable berücksichtigt.[44]

Tabelle 2 zeigt die Stichprobenmerkmale der in die Analysen eingehenden internationalen DM-Neuemissionen. In die Untersuchung werden

---

42 Vgl. zu dieser Vorgehensweise *Bradley* (1991), S. 73.

43 Vgl. hierzu bspw. *Livingston/Miller* (2000).

44 Vgl. z.B. *Santos/Tsatsaronis* (2002) und *Esho/Kollo/Sharpe* (2004).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 2

Deskriptive Statistik der Stichprobe

Ratinginformationen

Anzahl / Rating	S&P		Moody's		RATING		DOPRAT	
	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%
AAA	346	27,0	290	22,7	381	29,8	231	70,2
AA+	89	7,0	57	4,5	89	7,0	28	8,5
AA	51	4,0	48	3,8	70	5,5	15	4,6
AA–	55	4,3	46	3,6	86	6,7	8	2,4
A+	27	2,1	29	2,3	38	3,0	9	2,7
A	31	2,4	29	2,3	42	3,3	14	4,3
A–	24	1,9	11	0,9	22	1,7	4	1,2
BBB+	7	0,5	14	1,1	15	1,2	0	0
BBB	12	0,9	10	0,8	12	0,9	1	0,3
BBB–	6	0,5	16	1,3	16	1,3	5	1,5
BB+	24	1,9	14	1,1	27	2,1	8	2,4
BB	9	0,7	8	0,6	11	0,9	3	0,9
BB–	21	1,6	8	0,6	5	0,4	1	0,3
B+	9	0,7	23	1,8	29	2,3	2	0,6
B	2	0,2	0	0,0	2	0,2	0	0,0
Not Rated	567	44,3	677	52,9	435	34,0	0	0,0
Summe	1280	100	1280	100	1280	100	329	100

Titelspezifische Daten

	Mittelwert	Stdabw.	Min.	Max.
Underwriting Spread (%)	**2,15**	**0,48**	**0,15**	**3,38**
Emissionsrendite (%)	6,8	1,6	3,7	15,5
Zinsvolatilität (Basispunkte)	5,7	2,7	1,3	18,2
Restlaufzeit (Jahre)	7,1	2,9	2,0	30,0
Kuponhöhe (%)	7,0	1,6	2,5	15,0
Emissionsvolumen (Mio. DM)	350,7	418,8	10,0	5000,0
Emissionsjahr	1990,4	4,9	1980	1997

	0		1		2		>2	
	Anz.	%	Anz.	%	Anz.	%	Anz.	%
Anzahl Börsenlistings	0	0,0	984	76,9	274	21,4	22	1,7
Anzahl Bookrunner	0	0,0	1116	87,2	136	10,6	28	2,2
Anzahl Emissionen	0	0,0	307	24,0	172	13,4	801	62,6
Emittent deutsch (j/n)	1008	78,8	272	21,3				
Kündbarkeit (j/n)	1098	85,8	182	14,2				
Über-pari-Emission (j/n)	192	15,0	1088	85,0				

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nach den oben erläuterten Eingrenzungen insgesamt 1280 Titel einbezogen, die zwischen dem 12. Februar 1980 und dem 26. Februar 1997 emittiert wurden und von 525 internationalen Emittenten stammen.

Mit einem durchschnittlichen Underwriting Spread von 2,15 % liegt der Wert am Euromarkt deutlich über den für den US-Markt durchgeführten Studien.[45] Neure Vergleichsstudien zwischen dem Eurobondmarkt und dem nationalen US-Markt zeigen aber, dass der Underwriting Spread am Eurobondmarkt im Zeitablauf infolge eines intensiveren Wettbewerbs im Zuge der Euro-Einführung deutlich gesunken ist.[46]

Die aus den Einzelratings von Standard & Poor's und Moody's zusammengesetzte Variable RATING zeigt die Verteilung der Bonitätsrisiken in der Stichprobe. Mit knapp 30 % stellen die höchsten Bonitäten (Triple A) den höchsten Anteil der gerateten Anleihen. 34 % der Titel besitzen kein Rating. Die Mehrheit der Anleihen weist nicht mehr als ein Börsenlisting und einen Bookrunner auf. Demgegenüber haben 62,6 % der Emittenten den Kapitalmarkt mehr als zweimal in Anspruch genommen. Aus der Gesamtheit der Anleihen entfallen 272 auf deutsche Emittenten, deren Anteil an der Gesamtemittentenzahl mit 21,3 % relativ gering ist. Die Mehrheit der Anleihen ist unkündbar (85,8 %) und wurde mit einem Kurs über pari emittiert (85,0 %).

2. *Untersuchungsdesign*

Im Rahmen der theoretischen Analyse wurde eine Reihe von Faktoren abgeleitet, die einen Einfluss auf den Underwriting Spread aufweisen können. Die dargestellten empirischen Untersuchungen belegen die Relevanz dieser Einflussgrößen für den US-Anleihenmarkt. Bislang existieren jedoch keine empirischen Untersuchungen des DM-Segments, die eine Vorabspezifikation relevanter Einflussgrößen auf die Bonitätsrisikoprämie nahe legen könnten. Im Folgenden wird daher mittels univariater Analysen untersucht, ob sich für die Gesamtstichprobe ein Zusammenhang zwischen den im vorangegangenen Abschnitt konfigurierten Variablen und dem Underwriting Spread ergibt, bevor im nächsten Abschnitt eine auch die Wirkungsinterdependenzen zwischen mehreren Einflussgrößen berücksichtigende, multiple Regression durchgeführt wird. Dabei

[45] Vgl. z.B. *Esho/Kollo/Sharpe* (2004), die US-Studien anführen, welche lediglich Spreads zwischen 0,92 % und 1,25 % ermitteln.

[46] Vgl. z.B. *Santos/Tsatsaronis* (2002), wonach das Spread-Niveau von 1,73 % im Jahr 1997 auf nur noch 0,426 % im Jahr 2001 herabsinkt.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

geht es primär um die Frage, ob die nach den theoretischen Ausführungen zu erwartenden Zusammenhänge in Richtung und Signifikanz bestätigt werden können.

Die univariate Analyse erfolgt zunächst für jede einzelne Variable getrennt über Mittelwertvergleiche und Signifikanztests. Sofern es sich bei dem Einflussfaktor um eine metrische Größe handelt, wurden bei den Mittelwertvergleichen die jeweiligen Untersuchungsstichproben in Abhängigkeit des Einflussfaktor-Mittelwertes der Gesamtstichprobe in zwei Gruppen geteilt. Bei Indikatorvariablen ergibt sich die Gruppierung automatisch. Die resultierenden Vergleichsgruppen wurden daraufhin untersucht, ob sich die Mittelwerte der Underwriting Spreads der beiden Gruppen voneinander signifikant unterscheiden.

Als Testverfahren werden der t-Test für unabhängige Stichproben und der Kolmogorov-Smirnov-Test bei zwei Stichproben eingesetzt. Es kann nicht bei jeder Teiluntersuchung davon ausgegangen werden, dass die Voraussetzungen für die Anwendung des t-Tests gegeben sind. Daher wird stets auch das Ergebnis des nichtparametrischen Mann-Whitney-U-Tests angegeben.

3. Univariate Analyse

Die Ergebnisse der univariaten Mittelwertvergleiche sind in Tabelle 3 dargestellt. Es zeigt sich, dass bei allen untersuchten Variablen mindestens zwei der drei herangezogenen Testverfahren signifikante Unterschiede in den Mittelwerten der Underwriting Spreads für die gebildeten Teilgruppen anzeigen. Dies bestätigt die grundsätzliche Vermutung, dass sich Underwriting Spreads durch verschiedene, relevante Einflussfaktoren erklären lassen.

Die Gruppe der Anleihen mit einer höheren Restlaufzeit weist einen signifikant höheren Underwriting Spread auf, als die Gruppe der Anleihen mit kürzerer Restlaufzeit. Anleihen mit einer logarithmierten Restlaufzeit von mehr als 1,885 Jahren weisen einen mittleren Underwriting Spread von 2,36 % auf. Dieser liegt um 45,3 Basispunkte über dem mittleren Underwriting Spread von 1,91 % der Anleihen mit einer logarithmierten Restlaufzeit von weniger als 1,885 Jahren, wobei die Differenz nach allen drei herangezogenen Testverfahren signifikant von Null verschieden ist. Damit wird die bereits in verschiedenen US-Untersuchungen bestätigte Hypothese gestützt, dass die Investmentbanken zur Kom-

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 3

Mittelwertvergleiche nach Portefeuilles unter Verwendung von Trenngrößen

Faktor	Trenn-Größe	Gesamtstichprobe (1280 Fälle)					
		MW_1 MW_2	∅-Diff. t-Wert[3]	N_1 N_2	∅-$Rang_1$ ∅-$Rang_2$	Z-Wert[1]	K-S-Wert[2]
LN_RLZ	**<1,885**	1,906	–0,453	595	405	**–21,78*** **	**–13,113*** **
	>1,885	2,359	**–18,7*** **	685	845		
RATING	**<4,931**	2,066	–0,161	626	571	**–6,714*** **	**3,795*** **
	>4,931	2,227	**–6,021*** **	654	707		
DOPRAT	**=0**	2,179	0,121	951	668	**–4,719*** **	**2,878*** **
	=1	2,058	**3,949*** **	329	560		
YIELD-TO-MATURITY	**<6,791**	2,085	–0,146	725	599	**–4,752*** **	**3,090*** **
	>6,791	2,231	**–5,659*** **	555	695		
PAR	**=0**	1,938	–0,248	192	618	–0,940	**2,114*** **
	=1	2,185	**–4,199*** **	1088	644		
REX_VOLA	**<5,735**	2,102	0,091	511	465	**–3,016*** **	**1,678*** **
	>5,735	2,011	**2,479** **	375	414		
LOGEV_C	**<5,607**	2,176	0,064	728	651	–1,163	**1,273* **
	>5,607	2,112	**2,246** **	552	627		
B_LIST	**<1,249**	2,126	–0,097	984	628	**–2,180** **	**1,244* **
	>1,249	2,222	**–3,568*** **	296	681		
BOOKRUN	**<1,177**	2,181	0,251	1116	650	**–2,438** **	**1,952*** **
	>1,177	1,929	**4,011*** **	164	576		
ISS_ANZ	**<5,800**	2,163	0,038	784	671	**–3,760*** **	**2,264*** **
	>5,800	2,125	1,363	496	593		
GERMAN	**=0**	2,187	0,182	1008	657	**–3,186*** **	**1,714*** **
	=1	2,005	**4,301*** **	272	579		
CALL	**=0**	2,107	–0,291	1098	604	**–8,993*** **	**5,274*** **
	=1	2,398	**–13,547*** **	182	863		
JAHR	**<1990**	2,271	0,224	576	721	**–7,186*** **	**4,627*** **
	>1990	2,048	**9,091*** **	704	575		

1: Mann-Whitney-U-Test; 2: Kolmogorov-Smirnov-Test bei zwei Stichproben; 3: t-Test bei unabhängigen Stichproben; $MW_{1,2}$: Mittelwerte der Underwriting Spreads für Gruppe 1 bzw. 2 in %; $N_{1,2}$: Stichprobenumfang von Gruppe 1 bzw. 2; ∅-$Rang_{1,2}$: durchschnittlicher Rang von Gruppe 1 bzw. 2; LN_RLZ: logarithmierte Restlaufzeit; RATING: zusammengesetztes Rating der Anleihe; DOPRAT: Doppelrating j/n; YIELD-TO-MATURITY: Emissionsrendite; PAR: Emission über pari j/n; REX_VOLA: Volatilität der bonitätsrisikofreien Zinsen zum Emissionszeitpunkt; LOGEV: logarithmiertes Emissionsvolumen; B_LIST: Anzahl der Börsenlistings; BOOKRUN: Anzahl der Lead Manager; ISS_ANZ: Anzahl insgesamt begebener Anleihen; GERMAN: Emittentennationalität deutsch j/n; CALL: Kündigungsrecht des Emittenten j/n; JAHR: Jahr der Emission; *** (**, *): signifikant auf dem 1 %-Niveau (5 %-Niveau, 10 %-Niveau).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

pensation des mit längeren Laufzeiten höheren Zinsrisikos höhere Bonifikationen verlangen.

Die Gruppe der Anleihen mit einem niedrigeren Rating – was sich in einer höheren Ausprägung der hier verwendeten Bonitätsrisikozahl niederschlägt – weist im Vergleich zur Gruppe höherer Bonität einen signifikant höheren Underwriting Spread auf. Die Gruppe der Anleihen mit einer Bonitätsrisikozahl unter 4,931 (entspricht einem Rating unterhalb von etwa A1) erreicht einen mittleren Underwriting Spread von 2,066 %, während die Emittenten der Anleihen mit niedrigeren Ratings ein mit 2,227 % um 16,1 Basispunkte höheren Underwriting Spread bezahlen müssen. Nach allen drei Testverfahren ist die Mittelwertdifferenz hochsignifikant von Null verschieden. Damit wird auch diese bereits am US-Markt bestätigte Hypothese für den Markt internationaler Euroanleihen bestätigt. Offensichtlich verlangen Investmentbanken für das mit riskanteren Anleihen höhere Kreditrisiko und das damit verbundene, höhere Distributionsrisiko eine entsprechende Kompensation.

Anleihen der Gruppe mit einem Doppelrating (= identisches Zweitrating der jeweils anderen Agentur) weisen mit 2,058 % einen um 12,1 Basispunkte signifikant niedrigeren Underwriting Spread auf, verglichen mit der Gruppe ohne Doppelratings bei einem mittleren Spread von 2,066 %. Dies stützt die Vermutung, dass mit einem Doppelrating ein Zertifizierungseffekt und eine verstärkte Reputationsbildung verbunden ist. Da hieraus ein geringeres Informations- und Distributionsrisiko für die Investmentbank resultiert, wird ein niedrigerer Underwriting Spread eingefordert.

Die mittlere Fälligkeitsrendite aller Anleihen in der Gesamtstichprobe beträgt 6,791 %. Die Gruppe der Anleihen mit einer höheren Fälligkeitsrendite weist mit 2,231 % einen Underwriting Spread auf, der um 14,6 Basispunkte signifikant über dem Underwriting Spread der niedriger verzinslichen Anleihen liegt. Dies widerspricht dem von *Marr/Thompson* (1984) gefundenen, negativen Zusammenhang zwischen Fälligkeitsrendite und Underwriting Spread und auch den Ergebnissen von *Sorensen* (1980), der keinen Zusammenhang feststellen konnte. Nach diesen Analysen erhalten die Investmentbanken eine umso höhere Bonifikation, je höher die Anleiherendite ist.

Anleihen aus der Gruppe von Überpari-Emissionen verursachten mit 2,185 % um 24,8 Basispunkte höhere Emissionskosten als Anleihen aus der Gruppe von Unterpari-Emissionen mit 1,938 %. Dies scheint die Hypothese zu stützen, dass Emittenten für die zusätzlichen Distributions-

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

aufwendungen der Investmentbanken höhere Bonifikationen zahlen müssen, wenn höhere Emissionserlöse erzielt werden sollen.

Zur Berechnung der Zinsvolatilität zum Zeitpunkt der Emission wurde die 10-Tages-Standardabweichung der REX-Rendite herangezogen.[47] Anleihen der Gruppe mit einer über der mittleren Volatilität von 5,735 % liegenden Volatilität weisen im Mittel einen Underwriting Spread von 2,011 % auf. Dies liegt um 9,1 Basispunkte niedriger im Vergleich zu Anleihen mit einer unterdurchschnittlichen Volatilität. Zwar liegt hier die Signifikanz des t-Tests unter den Signifikanzwerten der übrigen Variablen, gleichwohl kann die Hypothese unterschiedlicher Mittelwerte mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % nicht abgelehnt werden. Dies widerspricht der theoretischen Erwartung eines mit steigender Volatilität steigenden Underwriting Spreads zur Risikokompensation.

Anleihen mit überdurchschnittlich hohem Emissionsvolumen (logarithmiert) weisen im Vergleich zu kleineren Emissionen einen um 6,4 Basispunkte niedrigeren Underwriting Spread auf. Die Differenz im mittleren Spread beider Gruppen ist nach dem t-Test mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % signifikant von Null verschieden. Somit werden in der univariaten Betrachtung die Ergebnisse von *Ederington* (1975) bestätigt, wonach der Underwriting Spread mit zunehmendem Emissionsvolumen sinkt.

Die untersuchten Anleihen weisen im Mittel mehr als ein Börsenlisting auf. Die Stichprobe wird aufgeteilt in eine Gruppe von Anleihen mit nur einem Börsenlisting und eine Gruppe von Anleihen mit mehr als einem Börsenlisting. Es zeigt sich, dass letztere Gruppe einen um 9,7 Basispunkte signifikant höheren Underwriting Spread aufweist. Damit wird die eingangs aufgeworfene Hypothese bestätigt, dass mit einer höheren Anzahl an Börsenlistings die Emissionsnebenkosten steigen, die zu einer höheren Bonifikation der Investmentbank führen.

Ebenso wurden die untersuchten Anleihen durchschnittlich von mehr als einem Lead Manager an die Börse gebracht. Die Gruppe der Anleihen, die von nur einem Bookrunner emittiert wurde, weist im Mittel einen Underwriting Spread von 2,181 % auf. Mit einer mittleren Bonifikationsquote von 1,929 % liegen die von mehr als einem Bookrunner begebenen Anleihen um 25,1 Basispunkte niedriger. Wie in der Theorie erwartet, führt die mit einem größeren Konsortium höhere Reputation und

[47] Da der REX erst ab dem 01.01.1988 berechnet wird, reduziert sich die Anzahl der Beobachtungen in der Stichprobe auf 886 Anleihen.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

das niedrigere Distributionsrisiko zu einem niedrigeren Underwriting Spread.

Ebenfalls mit dem Reputationsargument verbunden ist die Untersuchung der Anzahl der insgesamt vom Emittenten begebenen Anleihen. Durchschnittlich werden von den in die Stichprobe eingehenden Emittenten 5,8 Emissionen im Gesamtzeitraum von 1980 bis 1997 begeben. Die Anleihen der überdurchschnittlich häufig emittierenden Häuser weisen im Schnitt einen Underwriting Spread von 2,163 % auf, der um 3,8 Basispunkte niedriger liegt als für Anleihen unterdurchschnittlich emittierender Häuser. Allerdings weist der t-Test hier eine insignifikante Prüfgröße aus. Die Tatsache jedoch, dass sowohl Mann-Whitney-U-Test als auch der Kolmogorov-Smirnov-Test einen signifikanten Unterschied der beiden Gruppen andeuten, läßt einen relevanten Einfluss der Emissionshäufigkeit auf die Bankenbonifikation vermuten. Dies bestätigt auch die Ergebnisse von Santos/Tsatsaronis (2002).

Die Teilgruppe der Anleihen von deutschen Emittenten weist einen mittleren Underwriting Spread von 2,005 % auf. Dieser ist um 18,2 Basispunkt niedriger als bei nicht-deutschen Emittenten mit einem mittleren Spread von 2,125 %. Damit wird die Erwartung bestätigt, dass der Distributionsaufwand und das -risiko der Investmentbank beim Vertrieb deutscher Titel im Vergleich zu ausländischen Titeln geringer ist, weshalb deutsche Emittenten einen signifikanten Emissionskostenvorteil am deutschen Segment des Euromarktes besitzen. Der somit bereits von Santos/Tsatsaronis (2002) für verschiedene Währungssegmente festgestellte Nationalitätseffekt wird somit für das deutsche Währungssegment bestätigt.

Die beiden Kontrollvariablen Kündbarkeit und Jahr der Emission sind signifikant. Die Gruppe der Anleihen mit Kündigungsrecht weist mit knapp 2,4 % einen um 29,1 Basispunkte höheren Underwriting Spread im Vergleich zu unkündbaren Anleihen auf. Die Gruppe der nach dem Jahr 1990 emittierten Anleihen wurde um durchschnittlich 22,4 Basispunkte günstiger emittiert als die Gruppe der vor 1990 begebenen Titel. Darin schlägt sich nieder, dass der Wettbewerb am internationalen Primärmarkt zugenommen hat und eine Erosion der Underwriting Spreads im Zeitablauf zu beobachten war.[48]

[48] Vgl. die gleichlautenden Ergebnisse von *Santos/Tsatsaronis* (2002), *Melnik/Nissim* (2004) und *Esho/Kollo/Sharpe* (2004).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

4. *Multiple Analyse*

Die zuvor dargestellten univariaten Analysen liefern erste Erkenntnisse zur Wirkung einzelner Faktoren auf den Underwriting Spread. Bei der Interpretation der Einzelergebnisse ist aber zu berücksichtigen, dass die genannten Faktoren nicht voneinander unabhängig wirken, sondern den Underwriting Spread im Verbund beeinflussen. Univariate Analysen können diese Interdependenzen aber nicht berücksichtigen. Daher schließen sich im Folgenden multiple Regressionen des Underwriting Spread an. Dadurch lässt sich ermitteln, wie sich der Underwriting Spread in Abhängigkeit verschiedener Einflussfaktoren verändert, wenn diese simultan betrachtet werden.

Die in die Regressionsschätzung eingehenden Variablen wurden in Abschnitt III.1 definiert. Die im Folgenden zu schätzende Regressionsgleichung hat mithin folgende Form:

$$\begin{aligned} U_i = {} & b_0 + b_1 \cdot LN_RLZ_i + b_2 \cdot RATING_i + b_3 \cdot DOPRAT_i \\ & + b_4 \cdot YIELD_TO_i + b_5 \cdot PAR_i + b_6 \cdot REX_VOLA_i \\ & + b_7 \cdot LOGEV_i + b_8 \cdot B_LIST_i + b_9 \cdot BOOKRUN_i + b10 \cdot ISS_ANZ_i \\ & + b11 \cdot GERMAN_i + b12 \cdot CALL_i + b13 \cdot JAHR_i \end{aligned} \tag{3}$$

mit U_i = Underwriting Spread bei Anleihe i.

Die Regressionskoeffizienten b_i werden mittels OLS-Methode geschätzt. Dabei wird das Regressionsmodell für die Gesamtstichprobe, für die Teilstichprobe der Anleihen mit Rating und für die Teilstichprobe der Titel ohne Rating geschätzt. Da die Berechnungsmethode für die Variable REX_VOLA eine Reduzierung der Stichprobengröße verursacht, erfolgen die Modellschätzungen zunächst ohne diese Variable und anschließend erneut unter Berücksichtigung der Variable.

Die Ergebnisse der Regressionsschätzungen für die Gesamtstichprobe (1280 Titel, ohne die Variable REX_VOLA für die Zinsvolatilität), die auf Anleihen mit Rating eingegrenzte Stichprobe (884 Titel) und die Gesamtstichprobe unter Berücksichtigung der Zinsvolatilität (886 Titel) sind in Tabelle 4 wiedergegeben.

Die Streuung der Underwriting Spreads in der Gesamtstichprobe (1280 Titel) wird durch das Regressionsmodell 1. zu 48,3 % erklärt. Das adjustierte R^2 ist hochsignifikant von Null verschieden, was auf einen statistisch validen Zusammenhang schließen lässt. Zudem werden die Erkenntnisse der univariaten Analysen weitgehend bestätigt. Gleiches gilt

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 4

Regressionsresultate unter Berücksichtigung von Ratings

Regressionskoeffizient	erw. VZ	1. Gesamtstichprobe ohne REX_VOLA (1280 Titel) Koeffizienten	t-Wert	2. Anleihen mit Rating ohne REX_VOLA (844 Titel) Koeffizienten	t-Wert	3. Gesamtstichprobe mit REX_VOLA (886 Titel) Koeffizienten	t-Wert
Konstante		–6,341	–1,045	–19,840	**–2,395****	–57,540	**–5,794*****
LN_RLZ	**+**	0,663	**22,998*****	0,698	**19,363*****	0,733	**20,940*****
RATING	**+**	0,027	**7,875*****	0,030	**7,051*****	0,036	**8,423*****
DOPRAT	**–**	–0,026	–0,945	–0,057	**–1,975****	–0,006	–0,185
YIELD_TO	**–**	–0,023	**–2,994*****	–0,017	–1,507	–0,049	**–5,231*****
PAR	+	0,287	**9,699*****	0,434	**10,601*****	0,771	**15,189*****
REX_VOLA	**+**	–	–	–	–	–0,003	–0,568
LOGEV_C	**+,–**	0,048	**2,873*****	0,002	0,081	0,044	**2,333****
B_LIST	**+**	0,102	**4,705*****	0,117	**4,610*****	0,108	**4,219*****
BOOKRUN	**–**	–0,222	**–11,524*****	–0,137	**–5,316*****	–0,185	**–8,532*****
ISS_ANZ	**–**	–0,0075	**–3,387*****	–0,010	**–4,000*****	–0,009	**–3,494*****
GERMAN	**–**	–0,102	**–3,669*****	–0,129	**–3,535*****	–0,126	**–4,050*****
CALL	**+**	0,087	**2,618*****	0,082	**1,757***	0,070	0,759
JAHR	**+,–**	0,003	0,253	0,010	**2,460****	0,029	**5,806*****
adj R^2		**0,483**		**0,484**		**0,549**	
F-Wert		**100,634*****		**66,989*****		**83,742*****	

erw. VZ: erwartetes Vorzeichen; LN_RLZ: logarithmierte Restlaufzeit; RATING: zusammengesetztes Rating der Anleihe; DOPRAT: Doppelrating j/n; YIELD-TO-MATURITY: Emissionsrendite; PAR: Emission über pari j/n; REX_VOLA: Volatilität der bonitätsrisikofreien Zinsen zum Emissionszeitpunkt; LOGEV: logarithmiertes Emissionsvolumen; B_LIST: Anzahl der Börsenlistings; BOOKRUN: Anzahl der Lead Manager; ISS_ANZ: Anzahl insgesamt begebener Anleihen; GERMAN: Emittentennationalität deutsch j/n; CALL: Kündigungsrecht des Emittenten j/n; JAHR: Jahr der Emission; ***: signifikant auf dem 1%-Niveau (**: 5%; *: 10%).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

für die beiden anderen Regressionsmodelle, wobei der Erklärungsgehalt der Regression mit der jüngeren Datenbasis (1988 bis 1997) mit knapp 55 % deutlich höher liegt.

Den höchsten t-Wert besitzt mit 22,998 der Koeffizient der Variable LN_RLZ, der mit einem Wert von 0,663 hochsignifikant von Null verschieden ist. Das Vorzeichen entspricht den Erwartungen: Mit wachsender Restlaufzeit steigt der Underwriting Spread signifikant an. Dies gilt in gleicher Weise für die Regressionsmodelle 2. und 3. und entspricht den für den US-Markt bekannten Regressionsergebnissen.[49] Dieses Ergebnis könnte dahingehend interpretiert werden, dass sich die Investmentbanken für das mit einer längeren Restlaufzeit verbundene, höhere Zinsänderungsrisiko durch höhere Underwriting Spreads entlohnen lassen. Andererseits könnte eine längere Restlaufzeit auch eine höhere Unsicherheit und damit verbundene, höhere Marketing- bzw. Reputationskosten erfassen.

Mit sinkendem Rating steigt der in Rechnung gestellte Underwriting Spread. Die Koeffizienten der Variable RATING weisen Werte zwischen 2,7 Basispunkten und 3,6 Basispunkten auf, die jeweils mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 99 % signifikant von Null verschieden sind. Sinkt also das Rating eines Emittenten um eine Stufe („notch“, z. B. von AA auf AA–), erhöht sich der Underwriting Spread ceteris paribus um etwa 3 Basispunkte, um die Emissionsbank für das höhere Kreditrisiko und das damit verbundene, höhere Distributions- und Reputationsrisiko der Investmentbank sowie das höhere Schätzrisiko für den zu setzenden Marktpreis zu kompensieren.

Wie bereits in den univariaten Analysen scheint der Underwriting Spread dann niedriger auszufallen, wenn die Anleihe ein identisches Rating beider Agenturen aufweist. Der mit einem Doppelrating (DOPRAT) verbundene Zertifizierungs- und Reputationseffekt führt zu einem geringeren Distributionsrisiko der Investmentbank, was durch

---

49 Lediglich in den Studien von *Messnik/Nissim* (2003) und (2004) stellt sich der Regressionskoeffizient der Restlaufzeitvariable häufig als insignifikant heraus. Dabei ist aber zu berücksichtigen, dass einerseits eine grundsätzlich andere Methodik verwendet wird und andererseits die jeweiligen Stichprobenumfänge vergleichsweise gering bezüglich der Anzahl der betrachteten Währungssegmente sind. Die lediglich das US-Dollar-Segment betrachtende Studie aus 2003 weist einen Stichprobenumfang der Regressionen von 255 Beobachtungen auf. Die Studie aus 2004 betrachtet dagegen 316 Bonds aus vier Währungssegmenten vor Euro-Einführung (US-Dollar: 201, Niederländische Gulden: 24, Deutsche Mark: 68, Französische Franc: 23) und 198 Bonds aus zwei Währungssegmenten nach Euro-Einführung (US-Dollar: 83, Euro: 115).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

eine geringere Bonifikation an den Emittenten weitergereicht wird. Allerdings besitzt der Koeffizient zwar in allen Regressionen das erwartete Vorzeichen, ist jedoch nur in Regressionsmodell 2. signifikant von Null verschieden, welches sich auf die Teilstichprobe der Anleihen mit Rating beschränkt. Der Grund könnte darin liegen, dass die ungerateten Anleihen in den Gesamtstichproben den Erklärungseinfluss der doppelt gerateten Anleihen überlagern und die Koeffizienten insignifikant werden lassen.

Im Gegensatz zu den univariaten Analysen ergibt sich bezüglich der Emissionsrendite (YIELD-TO-MATURITY), dass diese einen negativen Einfluss auf den Underwriting Spread ausübt, so wie es nach den theoretischen Aussagen und den empirischen Befunden von *Marr/Thompson* (1984) für den US-Markt zu erwarten war. Damit zusammenhängend sind die Ergebnisse der Variablen PAR zu sehen, wonach dann ein höherer Underwriting Spread gezahlt wird, wenn die Anleihe über pari emittiert wurde. Allerdings gilt dies nicht für die die Variable REX_VOLA berücksichtigende Regression 3., bei der der entsprechende Regressionskoeffizient insignifikant ist.

Im Gegensatz zu den bereits am US-Markt durchgeführten Untersuchungen stellt sich die Zinsvolatilität (REX_VOLA) nicht als signifikanter Einflussfaktor für den Underwriting Spread dar.[50]

Bezüglich des Emissionsvolumens weist die empirische Literatur widersprüchliche Ergebnisse auf.[51] Auch in der vorliegenden Studie sind die Ergebnisse insoweit widersprüchlich, als univariate Analysen und multiple Regressionen zu unterschiedlichen Ergebnissen gelangen. Während der insignifikante Koeffizient aus Regression 2. die Ergebnisse von *West* (1967), *Sorensen* (1980) und *Marr/Thompson* (1984) zu bestätigen scheint, stützen die Resultate der Regressionen 1. und 3. die neueren Analyseergebnisse von *Atinkilic/Hansen* (2000), welche diesen Widerspruch anschaulich anhand kostentheoretischer Überlegungen erklären und von einem u-förmigen Verlauf der Spreadfunktion ausgehen. Die Koeffizienten sind beide positiv mit einer statistischen Signifikanz von 1 % bzw. 5 % gegen Null gesichert. Damit muss auch für den Markt internationaler DM-Anleihen angenommen werden, dass nicht generell von Economies of Scale im Emissionsgeschäft ausgegangen werden kann. Im

[50] Vgl. z.B. *Sorensen* (1980), *West* (1967), *Ederington* (1975), *Marr/Thompson* (1984), *Santos/Tsatsaronis* (2002), *Melnik/Nissim* (2003), *Melnik/Nissim* (2004) und *Esho/Kollo/Sharpe* (2004).

[51] Vgl. die Quellenangaben in Abschnitt II. a) 5.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Gegenteil legen die Resultate nahe, dass das Distributionsrisiko der Investmentbank mit zunehmendem Emissionsvolumen steigt und dieses Risiko durch einen höheren Underwriting Spread entlohnt werden muss.

Eindeutig und konform mit den univariaten Analysen sind die Ergebnisse für die Variable B_LIST. Der Koeffizient weist in allen Regressionen ein positives Vorzeichen mit hoher Signifikanz aus. Für ein zusätzliches Börsenlisting steigt somit der Underwriting Spread durchschnittlich um etwa 10,2 bis 11,7 Basispunkte.

Einen besonders starken Erklärungsgehalt weist darüber hinaus in allen Regressionen die Anzahl der im Emissionsprozess eingebundenen Lead Manager (Variable BOOKRUN) auf. Die Koeffizienten sind sämtlich negativ und mit t-Werten von –5,316 bis –11,524 hochsignifikant. Ein zusätzlicher Lead Manager im Konsortium senkt den Underwriting Spread um 13,7 bis 22,2 Basispunkte. Dies kann damit begründet werden, dass den Investoren durch ein großes, und damit reputationsstarkes Konsortium eine hohe Qualität der Emission signalisiert wird, wodurch die Distributionsrisiken und damit auch die entsprechenden Kompensationen sinken. Die Resultate stützen damit im Gegensatz zu den Ergebnissen von *Esho/Kollo/Sharpe* (2004) die auch durch die Untersuchungen von *Roden/Bassler* (1996) gestützte These von *Livingston/Miller* (2000), wonach ein Reputationstransfer und Zertifizierungseffekt durch renommierte Emissionskonsortien stattfindet.

Ebenfalls mit dem Reputationsargument begründbar ist der deutlich negative Einfluss der Anzahl begebener Emissionen auf den Underwriting Spread, der durch einen hochsignifikant negativen Koeffizienten in allen Regressionen angezeigt wird. Eine höhere Anzahl ausstehender Anleihen dokumentiert ein gutes Emissionsstanding („track record“) und damit eine eigene, hohe Reputation. Diese reduziert in gleicher Weise wie der Reputationstransfer das für die Investmentbank verbleibende Distributionsrisiko und führt zu einem niedrigeren Underwriting Spread.

Die Regressionsanalysen bestätigen die univariaten Ergebnisse auch hinsichtlich des Nationalitätseinflusses deutscher Emittenten auf den Underwriting Spread. Die Koeffizienten der Variable GERMAN sind in allen Regressionen negativ und mit einem Irrtumsrisiko von 1% gegen Null gesichert. Der gemessene Underwriting Spread ist durchschnittlich etwa 10,2 bis 12,9 Basispunkte niedriger, wenn es sich bei dem Emittenten um einen deutschen Schuldner handelt.

Schließlich ist festzuhalten, dass auch die Kontrollvariablen in einigen Regressionen signifikante Koeffizienten aufweisen, jedoch nicht in der

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gleichen Durchgängigkeit wie bei den meisten übrigen Variablen. Die Kündbarkeit übt erwartungsgemäß einen positiven Einfluss auf den Underwriting Spread aus. Anders als bei den univariaten Analysen deuten die positiven Koeffizienten der Variable JAHR jedoch an, dass die Underwriting Spreads im Zeitablauf gestiegen sind.

IV. Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag analysiert mit den Bestimmungsfaktoren für den Underwriting Spread ein bislang im deutschsprachigen Raum in der theoretischen und empirischen Kapitalmarktforschung vernachlässigtes Thema. Nach einer grundsätzlichen Aufarbeitung der theoretisch relevanten Einflussfaktoren erfolgt die Variablenkonfiguration und Hypothesendefinition für die nachfolgende empirische Studie am deutschen Primärmarkt. Untersucht wird erstmals für das deutsche Anleihesegment des Euromarktes, ob sich mittels univariater und multipler Tests ein genereller Zusammenhang zwischen der Bankenbonifikation, gemessen am Underwriting Spread, und diversen relevanten Einflussgrößen feststellen lässt. Die empirischen Resultate lassen sich wie folgt zusammenfassen:

1. Sowohl univariate wie auch multiple Regressionsanalysen zeigen hochsignifikante Erklärungsgehalte einzelner getesteter Faktoren an. Die Regressionsanalysen erklären etwa die Hälfte der Streuung in den Underwriting Spreads.

2. Investmentbanken lassen sich das mit einer längeren Restlaufzeit verbundene Zinsänderungsrisiko einer Emission sowie das mit einem niedrigeren Rating verbundene, höhere Kredit- und Schätzrisiko durch einen höheren Underwriting Spread entlohnen.

3. Investmentbanken werden mit einem erhöhten Underwriting Spread von ihrem Auftraggeber dafür belohnt, einen erhöhten Emissionspreis zu erlösen bzw. Titel über pari zu emittieren. Das mit einer „teureren“ Emission verbundene, höhere Distributionsrisiko wird entsprechend vergütet.

4. Mit höherem Emissionsvolumen ist – anders als in der empirischen US-Literatur zu diesem Thema häufig postuliert – nicht notwendigerweise ein durch Economies of Scale begründeter, niedrigerer Underwriting Spread verbunden. Es scheint im Gegenteil für die hier untersuchte Gesamtstichprobe so zu sein, dass ein hohes Emissionsvolumen einen entsprechend höheren Distributionsaufwand erzeugt, der durch

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

höhere Underwriting Spreads zu vergüten ist. In gleicher Weise schlagen sich zusätzliche Emissionsnebenkosten (z. B. durch zusätzliche Börsenlistings) in einem höheren Underwriting Spread nieder.

5. Von besonderer Bedeutung im Emissions- und Bonifikationsprozess scheint am Euromarkt der Einfluss von Reputationselementen zu sein. Die Emission kann bei Vorliegen einer starken Reputation des Emittenten, die durch eine hohe Anzahl ausstehender Anleihen dokumentiert wird, eine deutliche Reduktion der Emissionskosten in Form des Underwriting Spread erreichen. Darüber hinaus führt die Bildung eines renommierten, aus mehreren Lead Managern bestehenden Emissionskonsortiums zu einem Reputationstransfer, der zu einem signifikant niedrigeren Underwriting Spread führt.

5. Schließlich belegt die vorliegende Studie erstmals, dass deutsche Emittenten auf dem DM-Segment des internationalen Anleihenmarktes einen systematischen Kostenvorteil aufweisen. Möglicherweise führen Regulierungs- und Nationalitätseffekte zu einem für die Bank niedrigeren Distributionsrisiko, wodurch der Underwriting Spread dann signifikant niedriger ist, wenn die Emission von einem deutschen Schulder oder der ausländischen Tochter einer deutschen Mutter begeben wurde.

Für künftige Untersuchungen bietet sich eine weitere Differenzierung der Einflussfaktoren anhand einer größeren Stichprobe mit internationalen Anleihen des gesamten Euro-Raumes an. Neben der Untersuchung des Einflusses der Euro-Einführung sollten weitere Differenzierungen nach Emittententypus oder Nationalität vorgenommen werden.

Literatur

Achleitner, A. (2000): Handbuch Investment Banking, Wiesbaden, 2. Aufl. – *Atinkilic,* O./*Hansen,* R. S. (2000): Are There Economies of Scale in Underwriting Fees? Evidence of Rating External Financing Costs, in: The Review of Financial Studies, Spring, Vol. 13, No. 1, S. 191–218. – *Baron,* D. P. (1979): The Incentive Problem and the Design of Investment Banking Contracts, in: Journal of Banking and Finance, Vol. 3, S. 157–175. – *Billingsley,* R. S./*Lamy,* R. E./*Marr,* M. W. (1985): Split Ratings and Bond Reoffering Yields, in: Financial Management, Vol. 14, S. 59–65. – *Bradley,* F. (1991): Neglected Factors in the Market Pricing of Eurodollar Bonds, in: Journal of Portfolio Management, Vol. 17, No. 2, Winter, S. 62–73. – *Brealey,* R. A./*Myers,* S. C. (1988): Principles of Corporate Finance, 3. Aufl., New York. – *Claes,* A./*De Ceuster,* M. J. K./*Polfliet,* R. (2002): Anatomy of the Eurobond Market: 1980–2000, in: European Financial Management, Vol. 8, S. 373–386. – *Ederington,* L. H. (1975): Uncertainty, Competition, and Costs in Corporate

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Bond Underwriting, in: Journal of Financial Economics, Vol. 2, S. 71–94. – *Esho,* N./*Kollo,* M. G./*Sharpe,* I. G. (2004): Eurobond Underwriter Spreads, Working Paper. – *Heinke,* V. G. (1998): Bonitätsrisiko und Credit Rating festverzinslicher Wertpapiere – Eine empirische Untersuchung am Euromarkt, Bad Soden/Ts. – *Heinke,* V. G. (2000): Der Signal- und Zertifzierungswert von Credit Ratings am Euromarkt, in: Die Betriebswirtschaft (DBW), 60. Jahrgang, Nr. 3, S. 314–335. – *Hsueh,* L. P./*Kidwell,* D. S. (1988): Bond Ratings: Are Two Better Than One?, in: Financial Management, Vol. 17, No. 1, S. 46–53. – *Jacob,* A./*Klein,* S. (1996): Investment Banking: Bankpolitik – Methoden und Konzepte, Wiesbaden. – *James,* C. (1992): Relationship-specific Assets and the Pricing of Underwriter Services, in: Journal of Finance, Vol. 47, No. 4, S. 1537–1555. – *Lang,* R. (1993): Internationales Emissionsgeschäft – Das emittentenbezogene Marketing der Banken, Wiesbaden. – *Livingston,* M./*Miller,* R. (2000): Investment Bank Reputation and the Underwriting of Nonconvertible Debt, in: Financial Management, Vol. 29, S. 21–34. – *Logue,* D. E./*Lindvall,* J. R. (1974): The Behavior of Investment Bankers: An Econometric Investigation, in: The Journal of Finance, Vol. 29, No. 1, S. 203–215. – *Mandelker,* G./*Raviv,* A. (1977): Investment Banking: An Economic Analysis of optimal Underwriting Contracts, in: The Journal of Finance, Vol. 17, No. 3, S. 683–694. – *Marr,* W. M./*Thompson,* R. G. (1984): The Influence of Offering Yield on Underwriting Spread, in: The Journal of Financial Research, Vol. 7, No. 4, S. 323–328. – *Melnik,* A./*Nissim,* D. (2003): Debt Issue Costs and Issue Characteristics in the Market for U.S. Dollar Denominated International Bonds, in: European Finance Review, Vol. 7, S. 277–296. – *Melnik,* A./*Nissim,* D. (2004): Liquidity and Issue Costs in the Eurobond Market: The Effects of Market Integration, Working Paper No. 3. – *Pöhler,* A. (1988): Das internationale Konsortialgeschäft der Banken: Grundlagen – betriebswirtschaftliche Funktionen – Risiken und Risikopolitik, Frankfurt, zugl. Diss. Köln. – *Roden,* P./*Bassler,* J. (1996): Effect of underwriter prestige on the interest cost of municipal bond offerings, in: The Financial Review, Vol. 31, No. 3, S. 641–666. – *Ross,* S. A./*Westerfield,* R. W./*Jaffe,* J. F. (1990): Corporate Finance, 2. Aufl., Homewood, Boston. – *Rudolph,* B. (1981): Funktionen und Konditionen der Kreditinstitute im Emissionsgeschäft, in: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, Heft 2, S. 60–64. – *Santos,* J. A./*Tsatsaronis,* K. (2002): The Cost of Barriers to Entry: Evidence from the Market for Corporate Euro Bond Underwriting, Working Paper, Federal Reserve Bank of New York. – *Sorensen,* E. H. (1979): The Impact of Underwriting Method and Bidder Competition Upon Corporate Bond Interest Cost, in: The Journal of Finance, Vol. 34, No. 4, 1979, S. 863–870. – *Stoll,* H. R. (1976): The pricing of underwritten offerings of listed common stocks and the compensation of underwriters, in: Journal of Economics and Business, Vol. 3, S. 96–103. – *Storck,* E. (1997): Euromarkt mit ungebrochener Dynamik, in: Die Bank, Heft 1, S. 10–17. – *Thompson,* G. R./*Vaz,* P. (1990): Dual Bond Ratings: A Test of the Certification Function of Rating Agencies, in: The Financial Review, Vol. 25, No. 3, August, S. 457–471. – *West,* R. R. (1967): Determinants of Underwriters' Spreads on Tax Exempt Bond Issues, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 2, S. 241–263.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zusammenfassung

Determinanten des Underwriting Spread bei internationalen Anleiheemissionen

Der Beitrag untersucht erstmalig empirisch die Einflussfaktoren der Übernahmeprovision (Underwriting Spread) der emissionsführenden Banken bei der Begebung von internationalen Anleihen. Der Underwriting Spread stellt die Kompensation der Investmentbank für verschiedene Dienstleistungen und die Risikoübernahme dar. Die empirische Analyse der Bestimmungsfaktoren für diesen, wesentlichen Bestandteil der Emissionskosten von Unternehmen wurde am deutschen Segment des Euromarkts bislang vernachlässigt. Anhand univariater Analysen und multipler Regressionen werden die verschiedenen, hypothetischen Einflussfaktoren des Underwriting Spread getestet. Die Ergebnisse zeigen, dass Emissionen mit niedrigerem Credit Rating, längeren Laufzeiten und größeren Emissionsvolumina höhere Übernahmeprovisionen verursachen. Die Provisionen sinken dagegen mit der Emissionshäufigkeit des Emittenten und der Anzahl involvierter Emissionsbanken im Konsortium. Emissionen deutscher Emittenten besitzen einen signifikanten Kostenvorteil am internationalen Primärmarkt. (JEL G15, G21, G24)

Summary

Determinants of the Underwriting Spread with International Loan Issues

This is the first article to provide an empirical analysis of the factors influencing the underwriting spread of lead banks in international loan floatings. The underwriting spread represents compensation to investment banks for a variety of services provided and the risks taken over by them. Empirically analysing the determinants of this essential component of issuing costs arising to companies has been neglected for the German segment of the Euro market so far. On the basis of univariate analyses and multiple regressions the various hypothetical factors influencing the underwriting spread have been tested. The results thereof show that loans with a low credit rating, with prolonged lifetimes and larger issue volumes give rise to a wider underwriting spread. On the other hand, this spread tends to contract as issuers record a higher frequency of loan issues and the number of issuing banks involved in consortia rises. Loans floated by German issuers have a significant cost advantage in the international primary market.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.39.1.117 | Generated on 2025-07-26 21:50:58
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/