ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Schuster, Florian

Research Report

Spreads auf Staatsanleihezinsen, der EZB-Sicherheitenrahmen und Peripherieprämien in der Eurozone

Fachtexte

Provided in Cooperation with:
Dezernat Zukunft - Institute for Macrofinance, Berlin

Suggested Citation: Schuster, Florian (2023) : Spreads auf Staatsanleihezinsen, der EZB-Sicherheitenrahmen und Peripherieprämien in der Eurozone, Fachtexte, Dezernat Zukunft e.V., Berlin

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/277910

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.

https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Dezernat Zukunft
Institut für Makrofinanzen

HINTERGRUNDPAPIER

Spreads auf Staatsanleihezinsen, der EZB-Sicherheitenrahmen und Peripherieprämien in der Eurozone

@ Florian Schuster
Florian.schuster@dezernatzukunft.org

26.07.2023

Executive Summary

In diesem Paper wird die Entwicklung der Spreads auf Staatsanleihezinsen in der Eurozone vor der Finanzkrise untersucht. Während die Renditespannen auf den europäischen Staatsanleihemärkten bis Mitte der 2000er Jahre bei null lagen, haben sie sich seitdem in vielen Mitgliedstaaten kontinuierlich ausgeweitet. Wir verwenden einen Differenz-in-Differenzen-Ansatz, um dieses Phänomen zu analysieren. Es zeigt sich, dass der Wechsel des Eurosystems von unbedingter auf bedingte Notenbankfähigkeit von Staatsanleihen im Rahmen der Reform zum einheitlichen Sicherheitenverzeichnis (*Single List*) im Jahr 2005 die institutionelle Veränderung war, die das Auftreten von Spreads im Euroraum ausgelöst hat. Die bedingte Notenbankfähigkeit wird dabei vor allem durch eine Peripherieprämie wirksam: Von Ländern, deren Konjunkturzyklen am stärksten vom durchschnittlichen Konjunkturzyklus der Eurozone abweichen, wurden fortan höhere Renditen verlangt. Dagegen entstanden die Spreads nicht als Reaktion auf ungünstige makroökonomische und fiskalische Fundamentaldaten.

#SPREADS
#STAATSANLEIHEZINSEN
#STAATSVERSCHULDUNG
#LÄNDERRISIKO
#EUROZONE

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung 3

2. Aktueller Forschungsstand zu Spreads auf Staatsanleihezinsen in der Eurozone 5

2.1 Empirische Evidenz 5

2.2 Multiple Gleichgewichte 7

3. Das einheitliche Sicherheitenverzeichnis der EZB 9

3.1 Kurzer Abriss der Reform 9

3.2 Hypothesen 10

4. Empirische Strategie und Daten 12

4.1 Methode 12

4.2 Daten und Variablen 15

5. Ergebnisse 17

5.1 Der Effekt bedingter Notenbankfähigkeit 17

5.2 Die Peripherieprämie 20

5.3 Der bedingte Effekt von makro-fiskalischen Fundamentaldaten 22

5.4 Robustheit 24

6. Abschließende Bemerkungen 28

Anhang 29

A Chronologie der Entstehung des einheitlichen Sicherheitenverzeichnisses 29

B Weitere Abbildungen und Tabellen 30

B.1 Daten und Variablen 30

B.2 Bonitätsbewertungen von Staaten 33

B.3 Robustheit 37

Bibliographie 44

1. Einleitung

Seit Mitte der 2000er Jahre haben die Staaten im Euroraum erhebliche Renditeunterschiede bei Staatsanleihen gesehen. Da Spreads ein Maß für das Länderrisiko sind, hat dies eine Debatte darüber ausgelöst, ob die Staatsverschuldung im Euroraum als sicher oder als risikobehaftet einzustufen ist (Cœuré 2016). Tatsächlich gab es auf den europäischen Staatsanleihemärkten Gleichgewichte beider Art, und der Anstieg der Renditenaufschläge für Staatsanleihen markierte den Übergang von einem zum anderen. In diesem Paper analysieren wir, warum und durch welche Mechanismen die Spreads auf Staatsanleihezinsen entstanden sind.

Es ist bekannt, dass Veränderungen in der Bewertung des Länderrisikos grundsätzlich auf Schwankungen in den makroökonomischen und finanziellen Fundamentaldaten zurückgeführt werden können. Dieser Logik entsprechend können systematische Renditeunterschiede auftreten, wobei Länder mit einer soliden Finanzpolitik von niedrigeren Renditen profitieren, während Länder mit einer unsoliden Politik durch höhere Renditen sanktioniert werden. Dieser *fundamentale Mechanismus* erklärt zweifellos einen Teil der Renditenentwicklung bei Staatsanleihen während und nach der Finanzkrise. Im Hinblick auf die Zeit vor der Krise ist jedoch unklar, inwieweit er überhaupt zum Entstehen signifikanter Spreads beigetragen hat.

In diesem Paper wird ein weiterer Mechanismus für die Entwicklung des Länderrisikos im Euroraum identifiziert. Wir zeigen, dass die Renditedifferenzen als Reaktion auf den neuen Sicherheitenrahmen der Europäischen Zentralbank (EZB) im Jahr 2005 – das sogenannte einheitliche Sicherheitenverzeichnis (*Single List*) – entstanden sind; dieser sah vor, dass Staatsanleihen fortan nicht mehr bedingungslos als Sicherheiten akzeptiert wurden, sondern gewissen Kriterien genügen mussten. Diese institutionelle Veränderung führte nicht zu einem Anstieg der Renditenaufschläge für Länder mit ungünstigen makroökonomischen Fundamentaldaten, sondern lediglich zu einem solchen für diejenigen, deren Konjunkturzyklen am wenigsten dem Durchschnittszyklus der Währungsunion entsprachen. Da diese Mitgliedstaaten üblicherweise unter dem Begriff „Peripherie“ zusammengefasst werden, im Gegensatz zu den stärker aneinander angeglichenen Ländern im „Kern“ der Eurozone, bezeichnen wir diesen Mechanismus als *Peripherieprämie*.

Wir führen eine empirische Analyse der Spread-Entwicklung bei Staatsanleihen in der Eurozone vor der Finanzkrise durch. Genauer gesagt wenden wir Differenz-in-Differenzen-Modelle auf ein Panel von acht Euro-Ländern an, die sich in zweierlei Hinsicht unterscheiden: Erstens werden Länder mit günstigen bzw. ungünstigen makroökonomischen und fiskalischen Fundamentaldaten verglichen, einschließlich Schuldenstand, Haushaltssaldo, Wirtschaftswachstum und Außenhandelspositionen. Bei der zweiten Unterscheidung wird die Eurozone in Kern- und Peripherieländer unterteilt. Die Kernländer weisen Konjunkturzyklen auf, die in hohem Maße miteinander korrelieren, während die Peripherieländer idiosynkratische Konjunkturzyklen aufweisen, die sich erheblich von denen der Kernländer und von denen anderer Peripherieländer unterscheiden. Unterschiede in den Konjunkturzyklen sind ein Nachteil in einer Währungsunion mit einer einheitlichen Geldpolitik (Mundell 1961; Bayoumi & Eichengreen 1992b).

Mithilfe dieses Ansatzes und anhand von länderübergreifenden Daten aus der Vorkrisenzeit testen wir die Hypothese, dass die Entscheidung der EZB zugunsten einer Politik der bedingten Notenbankfähigkeit zu einer veränderten Wahrnehmung des Kreditrisikos geführt hat. Genauer gesagt beantworten wir die Fragen, (i) ob diese Veränderung zur Entstehung der Spreads auf

Staatsanleihezinsen Mitte der 2000er Jahre beigetragen hat, (ii) ob der Effekt durch eine Sanktionierung nachteiliger makroökonomischer und fiskalischer Bedingungen entstand und (iii) welche Faktoren die anschließende Entwicklung der Spreads bis zur Finanzkrise bestimmten.

Wir kommen zu dem Ergebnis, dass die Bedingtheit der Notenbankfähigkeit von Staatsanleihen einen signifikanten und erheblichen Effekt auf die Spreads in der Peripherie im Vergleich zum Kern hatte. Unsere Schätzungen deuten darauf hin, dass die Peripherie als Reaktion auf die Single List einen Anstieg der Renditespannen um bis zu 20 Basispunkte zu verzeichnen hatte, was insgesamt einer Verdoppelung der Renditeunterschiede entspricht.

Hinsichtlich der Mechanismen, über die der Effekt der bedingten Notenbankfähigkeit wirksam wurde, zeigen wir, dass der fundamentale Mechanismus von einer Peripherieprämie dominiert wird. Die Märkte begannen, Prämien von Ländern zu verlangen, deren Konjunkturzyklen deutlich vom durchschnittlichen Zyklus der Eurozone abwichen. Im Gegensatz dazu entstanden die Aufschläge nicht in Ländern, die zuvor ungünstige makroökonomische oder fiskalische Voraussetzungen, wie hohe Verschuldung, Haushaltsdefizite oder geringes Wirtschaftswachstum, aufgewiesen hatten.

In der anschließenden Zeit vor der Finanzkrise haben die fundamentalen Variablen jedoch nachweislich die Entwicklung der Renditenaufschläge für Staatsanleihen beeinflusst. Im Einklang mit früheren Studien, die sich mit späteren Zeiträumen befassen, stellen wir fest, dass diese Effekte nach der Entscheidung zur Single List an Signifikanz zunehmen. Unsere Ergebnisse deuten also darauf hin, dass fundamentale Variablen sich durch die bedingte Notenbankfähigkeit zu relevanten Determinanten der Renditenaufschläge für Staatsanleihen entwickelt haben.

Dieses Paper trägt dazu bei, die Staatsschuldenrisiken in Europa besser zu verstehen, und leistet einen Beitrag zur Debatte über den weiteren Ausbau der Währungsunion. Die wichtigste Erkenntnis besteht darin, dass die Renditenaufschläge für Staatsanleihen in der Eurozone von institutionellen Veränderungen und Unterschieden in Konjunkturzyklen zwischen den Mitgliedstaaten herstammen und nicht von Unterschieden bei den grundlegenden makroökonomischen und fiskalischen Indikatoren. Dies stellt unser herkömmliches Verständnis des Länderrisikos infrage, wonach dieses notwendigerweise und in erster Linie von Fundamentaldaten abhängt.

Das Paper gliedert sich wie folgt: In Abschnitt 2 wird die Literatur zum Staatsanleiherisiko in Europa zusammengefasst und empirisch und theoretisch belegt. Abschnitt 3 skizziert den institutionellen Hintergrund der Reform des einheitlichen Sicherheitenverzeichnisses und formuliert entsprechende Hypothesen. In Abschnitt 4 werden die empirische Strategie und die für die Analyse herangezogenen Daten vorgestellt. In Abschnitt 5 präsentieren wir unsere Ergebnisse, gefolgt von Schlussbemerkungen in Abschnitt 6.

2. Aktueller Forschungsstand zu Spreads auf Staatsanleihezinsen in der Eurozone

Es gibt umfangreiche Literatur zu den Faktoren, die für das Länderrisiko maßgeblich sind. Seit der grundlegenden Arbeit von Eaton et al. (1986), die als erste eine Theorie des Länderrisikos auf den internationalen Märkten für Staatsanleihen entwickelten, ist sie stetig gewachsen.[1] Da die Literatur zum Länderrisiko infolge der lateinamerikanischen Schuldenkrisen in den 1970er- und 1980er-Jahren entstand, konzentrierte sie sich zunächst auf die globale Kreditvergabe an Schwellenländer (Eaton et al. 1986, Hilscher & Nosbusch 2010). Seit dem Beginn der Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion (WWU) hat das Interesse an der Situation in Europa jedoch zugenommen.

Vor allem die Eurozone ist per Konstruktion eine Besonderheit. Staatsanleihen von Ländern in einer Währungsunion sind unter Umständen nicht frei von Ausfallrisiken, jene von monetär souveränen Ländern, die Kredite in ihrer eigenen Währung aufnehmen, hingegen schon. Sie profitieren davon, dass Zentralbanken als Kreditgeber der letzten Instanz intervenieren können. Im Falle der EZB wird diese Funktion durch die EU-Verträge und einige Gerichtsurteile aus jüngster Zeit infrage gestellt,[2] was wiederum die Frage aufwirft, ob die Staatsverschuldung in der Eurozone tatsächlich als sicher oder risikobehaftet einzustufen ist (Cœuré 2016). Im folgenden Abschnitt fassen wir den Stand der Forschung zu den Renditenaufschlägen für Staatsanleihen im Euroraum als Maß für das Länderrisiko zusammen.

2.1 Empirische Evidenz

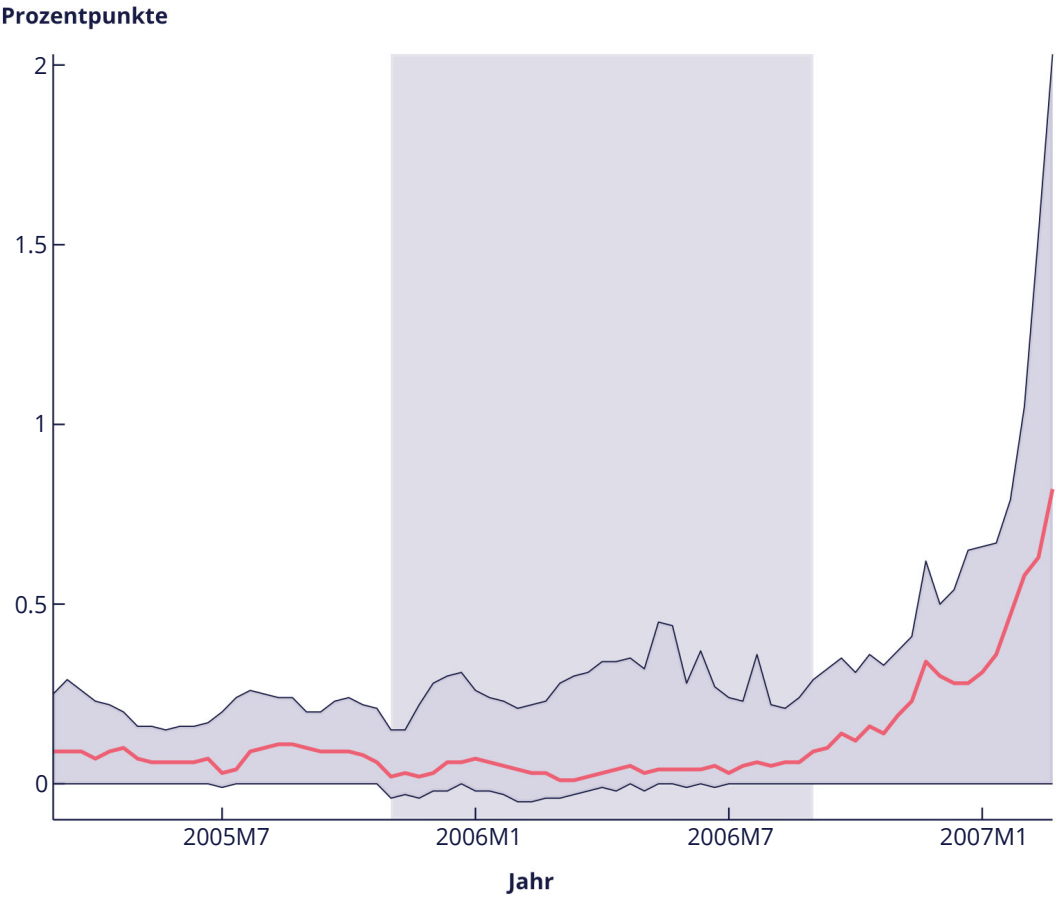
Ein erster Blick auf die Daten. Abbildung 1 zeigt die Entwicklung des Medians der Renditenaufschläge für Staatsanleihen im Euroraum zwischen 2003 und Ende 2008 (pinke Linie) sowie die Spanne zwischen dem 5. und dem 95. Perzentil. Zu Beginn der Währungsunion wurden die Risiken von Staatsanleihen für alle Mitgliedsstaaten gleich bewertet. Die Spreads – berechnet im Verhältnis zu den deutschen Anleiherenditen – lagen quasi bei null. Obwohl der Median auch weiterhin bis zur Finanzkrise nahe null lag, divergierten die Spreads ab 2005 (hellgrau schraffierter Bereich) zunehmend. Ab Beginn der Finanzkrise in 2007M8 weiteten sich die Renditeunterschiede explosionsartig aus.

Während der starke Anstieg der Spreads während der Finanzkrise auf die makroökonomischen und finanziellen Turbulenzen dieser Zeit zurückzuführen ist, ergeben sich aus Abbildung 1 für die Zeit vor der Krise zwei Fragen: (i) Was war die Ursache für den plötzlichen Anstieg der Renditenaufschläge für Staatsanleihen in einigen Ländern des Euroraums im Jahr 2005, nachdem sie mehrere Jahre quasi null waren? (ii) Und wie lässt sich die anschließende Divergenz der Spreads zwischen den Mitgliedstaaten erklären? Unsere Analyse beleuchtet die Determinanten sowohl der bloßen *Existenz* als auch des *Ausmaßes* der Spreads. Dabei gehen wir über die bestehende Literatur hinaus, die das Bestehen von Renditeunterschieden weithin als gegeben ansieht.

1 Im Anschluss an die Literatur verwenden wir die Spreads auf Staatsanleihezinsen als Näherungswert für die mit einer Staatsanleihe verbundenen Risikoprämien. Risikoprämien umfassen das Ausfallrisiko, das Liquiditätsrisiko sowie das Wechselkursrisiko im Falle von Staaten, die Schuldtitel in Fremdwährungen begeben, und das Redenominierungsrisiko im Falle von Ländern in einer Währungsunion (Alesina et al. 1992, Manganelli & Wolswijk 2009, Krishnamurthy et al. 2018, Kriwoluzky et al. 2019).

2 Siehe die Urteile des deutschen Bundesverfassungsgerichts in „Gauweiler, 2016“ und „Weiss, 2020“, sowie des Europäischen Gerichtshofs in „Gauweiler 2015“.

Spreads auf Staatsanleihezinsen im Euroraum



Anmerkung: Die pinke Linie in dieser Abbildung zeigt die Entwicklung des Medianwerts der Spreads auf Staatsanleiherenditen im Euroraum mit zehnjähriger Laufzeit im Zeitraum 2003M1–2008M12 in Prozentpunkten. Die blauen Linien beziehen sich auf das 5. und 95. Perzentil, und der blaue Bereich markiert das entsprechende Intervall. Der hellgrau schattierte Bereich zeigt den Zeitraum von 2005M1 bis zum Beginn der Finanzkrise in 2007M8. Luxemburg wurde aus Gründen der Datenverfügbarkeit nicht in die Berechnung einbezogen.

Dezernat Zukunft
Institut für Makrofinanzen

Abbildung 1

Überblick über die Literatur. Die empirische Evidenz zu Determinanten der Renditespannen von Staatsanleihen als Maß für das Länderrisiko in der Eurozone sind nicht eindeutig. In der Literatur werden potenzielle Bestimmungsfaktoren in makroökonomische und fiskalische Fundamentaldaten – im Folgenden als makro-fiskalische Fundamentaldaten bezeichnet, die das Ausfall- oder Redenominierungsrisiko approximieren – liquiditätsbezogene Variablen, die Risikobereitschaft der Anleger sowie politische und regulatorische Faktoren unterteilt.

Die Rolle der makro-fiskalischen Fundamentaldaten ist von besonderem Interesse, da sie eine Verbindung zwischen der Finanz- und Wirtschaftspolitik einer Regierung und den entsprechenden Marktreaktionen darstellen. Unserem herkömmlichen Verständnis zufolge führt solide Finanzpolitik zu günstigen Finanzierungsbedingungen, im umgekehrten Fall sendet der Markt sanktionierende Signale in Form von hohen Spreads (Kokott 2012). Empirische Studien über diesen Sanktionsmechanismus zeigen jedoch widersprüchliche Ergebnisse.

Einige Panelstudien bestätigen, dass makro-fiskalische Variablen die Entwicklung von Spreads wesentlich beeinflussen, da sie die grundlegende Wirtschaftskraft einer Volkswirtschaft abbilden

und erfolgreich zu Haushaltsdisziplin anregen. Die Studien zeigen insbesondere auf, dass eine niedrigere Schuldenquote, ein höheres Wirtschaftswachstum, Haushaltsüberschüsse und positive Leistungsbilanzen Spreads verringern (Alesina et al.1992, Baek et al. 2005, Attinasi et al. 2009, Haugh et al. 2009, Schuknecht et al. 2011, Maltritz 2012, Beirne & Fratzscher 2013, De Grauwe & Ji 2013, Constantini et al. 2014, De Grauwe et al. 2017).

Diese Ergebnisse gelten jedoch nicht uneingeschränkt. Eine Reihe von Studien zeigt, dass der Einfluss makro-fiskalischer Fundamentaldaten auf die Spreads im Euroraum von geringer quantitativer Bedeutung ist (Beirne & Fratzscher 2013, De Grauwe & Ji 2013, De Grauwe et al. 2017), und erst seit der Finanzkrise an Bedeutung gewonnen hat (Bernoth & Erdogan 2012, Afonso et al. 2015a, b). Entsprechend schreiben Afonso & Strauch (2004) und Kalan et al. (2018) politischen Entscheidungen zu makroökonischer und fiskalischer Steuerung in Europa nur begrenzte Bedeutung zu. Wie De Grauwe & Ji (2013) außerdem hervorheben, haben in monetär unabhängigen Ländern zwar die Schuldenstände – zum Beispiel – mindestens ebenso stark geschwankt wie in Euro-Ländern, die Spreads auf Staatsanleihen haben sich aber nur in letzteren ausgeweitet. Mit unserer Untersuchung, wie makro-fiskalische Fundamentaldaten zum anfänglichen Anstieg der Renditespreads im Euroraum beigetragen und ihre spätere Entwicklung beeinflusst haben, ergänzen wir diese Literatur.

Letztens zeigt die Literatur, dass das Liquiditätsrisiko und die internationale Risikoaversion als Faktoren für die Spreads bei Staatsanleihen nicht zu vernachlässigen sind. Hier erweisen sich verschiedene Messgrößen der Liquidität wie Handelsintensität, Geld-Brief-Spannen oder Marktgröße als relevant (Codogno et al. 2003, Attinasi et al. 2009). Darüber hinaus wurde festgestellt, dass eine erhöhte Risikoaversion die Schwankungen der Renditespannen zu einem erheblichen Teil erklären kann (Baek et al. 2005, Haugh et al. 2009, Attinasi et al. 2009, Manganelli & Wolswijk 2009, Schuknecht et al. 2011). Wir berücksichtigen diese Erkenntnisse in unserem empirischen Modell.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass die empirischen Ergebnisse der einzelnen Studien stark voneinander abweichen. Sie helfen zu verstehen, wieso Renditenaufschläge zwischen den Eurostaaten seit der Finanzkrise so stark divergieren, sie reichen jedoch nicht aus, um zu erklären, warum diese Renditenaufschläge überhaupt entstanden sind. Unsere empirische Analyse soll dazu beitragen, diese Lücke zu schließen. Dabei bezieht sie sich auf die theoretische Literatur zu multiplen Gleichgewichten.

2.2 Multiple Gleichgewichte

Multiple Gleichgewichte auf den Staatsschuldmärkten ergeben sich aus sich selbst erfüllenden Erwartungen. Obstfeld (1986) modellierte als einer der ersten Gleichgewichte, die sich in dem Sinne selbst erfüllen, dass sie durch entsprechende Markterwartungen verstärkt werden. Calvo (1988) und Lorenzoni & Werning (2019) zeigen in Bezug auf die Kreditaufnahme von Staaten, dass die Rückkopplungsschleife zwischen Zinssätzen und Schuldenbeständen zu zwei unterschiedlichen Gleichgewichten führt: eines mit hohen Zinssätzen und großem Ausfallrisiko und eines mit niedrigen Zinssätzen und geringem Ausfallrisiko. Welches Gleichgewicht sich ergibt, hängt davon ab, ob die Märkte der jeweiligen Regierung vertrauen oder misstrauen.

Misstrauen gegenüber der Fähigkeit von Regierungen, ihre Schulden zu bedienen, entsteht eher bezüglich Ländern in einer Währungsunion als bezüglich Staaten, die ihre eigenen Währungen kontrollieren. Das liegt daran, dass die Länder des Euroraums einem größeren Risiko unterliegen,

dass sich Liquiditätsengpässe zu Solvenzkrisen entwickeln (De Grauwe 2011)[3] Da Anleger Euro-Liquidität ungehindert zwischen den Mitgliedstaaten transferieren können und die EZB im Falle einer Krise nicht unbegrenzt Staatsschulden aufkaufen darf, besteht für Euro-Länder ein Ausfallrisiko, das nicht gleich null ist, ähnlich wie bei Schwellenländern, die Kredite in Fremdwährungen aufnehmen (die sogenannte *original sin* (Erbsünde); siehe Eichengreen et al. 2005). Angesichts dieser immanenten Eigenschaft von Währungsunionen kann es in der Eurozone durchaus zu Gleichgewichten kommen, die mit hohen Spreads verbunden sind.

Aus Abbildung 1 geht hervor, dass die europäischen Staatsanleihemärkte sowohl Phasen mit niedrigen als auch solche mit hohen Renditedifferenzen erlebt haben. In der empirischen Literatur wurde die Entwicklung der Spreads für Staatsanleihen im Euroraum bisher nicht mit multiplen Gleichgewichten in Verbindung gebracht. Auch wenn De Grauwe & Ji (2013) das Abdriften einiger Euro-Länder in Richtung ungünstiger Gleichgewichte im Jahr 2010 auf negative Marktstimmungen zurückführen – ein Abdriften, das in den von ihnen als eigenständig bezeichneten Ländern (*stand-alone countries*) nicht beobachtet wurde –, treffen sie keine genaue Aussage dazu, wodurch diese Stimmungen ausgelöst werden.

In diesem Paper sollen die Ursachen für diese Verschiebung empirisch ermittelt und der plötzliche Anstieg der Spreads erklären werden. Insbesondere stellen wir die Hypothese auf, dass sich das Phänomen durch institutionelle Veränderungen während der ersten Phase der Eurozone erklären lässt; auf diesen Aspekt wird sich der folgende Abschnitt konzentrieren.

3 Zur Verdeutlichung betrachten wir ein Land mit Währungsautonomie, das Kredite in seiner Landeswährung aufnimmt. Wenn Anleger bereit sind, Staatsanleihen dieses Landes zu verkaufen, werden sie dies im Tausch gegen andere Wertpapiere tun, die auf dieselbe Währung lauten, oder sie verwenden ihre Einnahmen, um sie in eine andere Währung zu tauschen. In jedem Fall bleibt die Geldmenge des betreffenden Landes, die der Regierung für die Ausgabe von Schuldtiteln zur Verfügung steht, konstant. Der Preis von Anleihen wird so lange sinken, bis eine ausreichende Nachfrage besteht – selbst wenn diese von der Zentralbank ausgeht, die als Kreditgeber der letzten Instanz fungiert. Folglich ist das Ausfallrisiko dieser Regierung gleich null. Wenn das Gleiche dagegen bei einem Land innerhalb des Euroraums passiert, könnten die Anleger die auf Euro lautende Liquidität, die zuvor in die Schulden dieses Staates investiert wurde, in ein anderes Euro-Land investieren. Obwohl das erste Land vollständig in Euro verschuldet ist, birgt seine Verschuldung ein Liquiditätsrisiko, das unter extremen Bedingungen zu einer Solvenzkrise führen kann, weil die EZB nicht eingreifen darf.

3. Das einheitliche Sicherheitenverzeichnis der EZB

Die zentrale Hypothese dieses Papers ist, dass die Spreads auf Staatsanleihezinsen im Euroraum infolge der Überarbeitung des Sicherheitenrahmens der EZB in den 2000er-Jahren entstanden. In diesem Abschnitt wird kurz skizziert, was genau sich durch die Reform institutionell änderte. Anschließend leiten wir Hypothesen ab, die im empirischen Teil geprüft werden sollen.

3.1 Kurzer Abriss der Reform

Die Literatur zeigt klar, dass institutionelle Faktoren wie der Sicherheitenrahmen der Zentralbanken die Wertpapiermärkte beeinflussen (Haque et al. 1998, Capelle-Blancard et al. 2019). Wie kürzlich in Nguyen (2020) und Pelizzon et al. (2020) erörtert wurde, kann es im Fall von Schuldtiteln erhebliche Auswirkungen auf die Renditen und die Marktliquidität haben, wie Zentralbanken diese bei geldpolitischen Operationen als Sicherheiten behandeln.

Insbesondere der Sicherheitenrahmen des Eurosystems wurde im Vorfeld der Finanzkrise grundlegend reformiert. Im Wesentlichen ging die EZB von einem qualitativen, diskretionären zu einem quantitativen, marktbasierten System über. Obwohl die Verwendung privater Ratings zur Beurteilung der Notenbankfähigkeit und zur Festlegung von Sicherheitsabschlägen schon immer möglich war, wurde sie erst zu diesem Zeitpunkt zur zentralen Strategie des Risikomanagements. Ein Mindestrating von A– und differenzierte Sicherheitsabschläge wurden von nun an effektiv auf Staatsanleihen angewendet.

Die betreffende Reform war die Schaffung des sogenannten einheitlichen Sicherheitenverzeichnisses, auch *Single List* genannt.[4] Van 't Klooster (2021) analysiert die Ursprünge dieser Reform. Die Single List sollte den früheren zweistufigen Sicherheitenrahmen ersetzen, der der EZB und den nationalen Zentralbanken einen Ermessensspielraum bei der Entscheidung darüber ließ, welche Wertpapiere als notenbankfähig akzeptiert werden sollten. Mit der Einführung von quantitativen Modellen konnte dies vermieden werden. Es wurde beschlossen, die Entscheidung über die Notenbankfähigkeit effektiv an den Markt zu delegieren, indem Abschläge und Bewertungsmargen auf der Grundlage von Bonitätsbewertungen privater Agenturen festgelegt wurden.

Die neue Regelung wurde insbesondere für Staatsanleihen relevant. Während die EZB vor der Einführung des einheitlichen Sicherheitenverzeichnisses Staatsanleihen der Eurozone als uneingeschränkt notenbankfähig angesehen hatte, begann sie nun, die Notenbankfähigkeit von Staatsanleihen an Bedingungen zu knüpfen. Konkret wurde die Notenbankfähigkeit an die Einhaltung von Mindestratings geknüpft.

Die Entscheidung der EZB, Staatsanleihen mit Auflagen zu versehen, hat sich als ein die Finanzkrise verschärfender Faktor erwiesen (Orphanides 2017). Die Verknüpfung der Notenbankfähigkeit mit der externen Risikobewertung übte Verkaufsdruck auf die Halter von Staatsanleihen mit niedrigem Rating aus, da diese nicht mehr als Sicherheiten verpfändet werden konnten. Die Regierungen mussten daher Prämie, sog. *eligibility premia*, zahlen (Bindseil & Papadia 2006, Bank für Internationalen Zahlungsausgleich 2015, Corradin et al. 2017).

4 Eine Chronologie des Prozesses, der zur Erstellung des einheitlichen Sicherheitenverzeichnisses führte, findet sich im Anhang.

Die Umstellung weckte Interesse an der Frage, ob die Schulden des Euroraums mit einem Ausfallrisiko verbunden sind oder nicht. Die Antwort auf diese Frage hat potenziell Einfluss darauf, ob auf den Märkten für Staatsanleihen hohe oder niedrige Spreads entstehen. Lengwiler & Orphanides (2023) vertreten diesen Standpunkt und modellieren multiple Gleichgewichte als Folge der unterschiedlichen Behandlung von Staatsschuldtiteln durch die Zentralbanken auf der Grundlage externer Bewertungen. Sie kommen zu dem Schluss, dass eine solche Sicherheitenpolitik zu Staatsschuldenkrisen und Ausfällen führen kann, die bei Anwendung einheitlicher Haircuts nicht auftreten würden.

Eine empirische Analyse der Auswirkungen dieser Änderung der Sicherheitenkriterien auf die Renditenaufschläge für Staatsanleihen steht jedoch aus. Konkret untersuchen wir, ob die Einführung der bedingten Notenbankfähigkeit als Teil der Single List – im Folgenden als *SL-Ereignis* bezeichnet – den Anstieg der Renditespreads für Staatsanleihen in der Eurozone verursacht hat.

3.2 Hypothesen

Die Überarbeitung der Sicherheitenkriterien im Jahr 2005 hat den Märkten zwei bestimmte Signale gesendet. Erstens war die Notenbankfähigkeit von Staatsanleihen nun an *Bedingungen* geknüpft, was bedeutete, dass bestimmte Staatsanleihen letztendlich mit einem Ausfallrisiko verbunden sein würden. Zweitens wurde die Zulässigkeit von den *Bewertungen privater Ratingagenturen* abhängig gemacht; die Entstehung von Spreads für Staatsanleihen müsste sich daher durch die Schwankungen in diesen Bewertungen erklären lassen.

Abgesehen vom Fall Griechenlands gab es jedoch vor der Finanzkrise in der Eurozone nur sehr geringe Unterschiede in den Kreditratings. Alle Euro-Länder verfügten mindestens über ein hohes mittleres Rating (AA), wobei die meisten ein AAA-Rating aufwiesen (siehe Abbildungen 5 und 6 im Anhang). Der Anstieg der Spreads für Staatsanleihen sollte sich daher nicht allein mit der Tatsache erklären lassen, dass das neue Sicherheitensystem ratingbasiert war.

Stattdessen stellen wir die Hypothese auf, dass die nunmehr bedingte Zulässigkeit von Staatsanleihen die Divergenz der Spreads im Euroraum ab Mitte der 2000er-Jahre ausgelöst hat. Die bedingte Zulässigkeit signalisiert, dass die Zentralbank letztlich Staatsausfälle zulassen würde – egal, an welches Kriterium die Notenbankfähigkeit genau geknüpft wird. Die Spreads auf Staatsanleihezinsen entstehen in diesem Szenario dann, wenn Staaten in hohem Maße von der Notenbankfähigkeit ihrer Schuldtitel abhängig sind. Die Tatsache, dass Regierungen bei bedingter Notenbankfähigkeit mit Ausfallrisikoprämien konfrontiert sind – und dass diese Prämien unabhängig von Veränderungen der wirtschaftlichen Fundamentaldaten sind – wurde von Lengwiler & Orphanides (2023) theoretisch untersucht.

Ob ein Staat darauf angewiesen ist, dass seine Anleihen als Sicherheiten bei der Zentralbank zugelassen sind, hängt eng mit seinem Liquiditätsbedarf zusammen. Ein großer Bedarf an Geldmitteln lässt sich auf den Finanzmärkten leichter decken, wenn die eigenen Staatsanleihen auf großen und liquiden Märkten gehandelt werden. Die Marktliquidität wiederum ist tendenziell höher, wenn die betreffende Anleihe bei der Zentralbank als Sicherheit zugelassen ist. Das liegt daran, dass beleihbare Anleihen ihren Inhabern einen Nutzen bieten, der über eine finanzielle Rendite hinausgeht; dies ist besonders in Zeiten hoher Nachfrage nach bzw. geringen Angebots an Sicherheiten wichtig, wie etwa während der Finanzkrise (Bindseil & Papadia 2006, Bank für Internationalen Zahlungsausgleich 2015, Corradin et al. 2017).

Daraus leiten wir die folgenden Hypothesen ab.

1. Es besteht ein kausaler Zusammenhang zwischen dem SL-Ereignis und dem Entstehen von Spreads auf Staatsanleihezinsen im Euroraum.
2. Die Entstehung von Spreads auf Staatsanleihezinsen im Euroraum als Reaktion auf das SL-Ereignis spiegelt in erster Linie die ungünstigen makro-fiskalischen Fundamentaldaten wider.
3. Seit dem SL-Ereignis sind die makro-fiskalischen Fundamentaldaten wichtige Bestimmungsfaktoren für die Entwicklung der Spreads auf Staatsanleihezinsen im Euroraum.

Diese Hypothesen werden in der folgenden Analyse geprüft, wobei jeweils unterschiedliche Aspekte im Vordergrund stehen. Hypothese (1) geht der Frage nach, ob sich die *Existenz* signifikanter Spreads dadurch erklären lässt, dass die Zulässigkeit von Sicherheiten an Bedingungen geknüpft wurde.

Hypothese (2) gibt Aufschluss über die *Mechanismen*, durch die die Spreads ausgelöst wurden. In Anlehnung an frühere Studien, die die Rolle der wirtschaftlichen Fundamentaldaten betonen (siehe Abschnitt 2), stellen wir die Vermutung auf, dass die bedingte Notenbankfähigkeit die Anleger dazu veranlasst haben dürfte, die makroökonomischen Fundamentaldaten neu zu bewerten. Da Regierungen, die mit ungünstigen wirtschaftlichen Bedingungen konfrontiert sind, in der Regel mehr Liquidität benötigen, um frühere Schulden zu refinanzieren oder Reformmaßnahmen zu bezahlen, sind sie stärker auf die Notenbankfähigkeit ihrer Anleihen angewiesen und stärker exponiert, wenn letztere nicht mehr gewährleistet ist. Daher sollten die Märkte eher geneigt sein, die Preise von Staatsanleihen auf Grundlage von wirtschaftlichen Fundamentaldaten neu zu bestimmen. Wir bezeichnen diesen Mechanismus daher als *fundamental*.

Hypothese (3) konzentriert sich auf die Frage, wodurch das *Ausmaß* der Spreads auf Staatsanleihezinsen nach der Reform des einheitlichen Sicherheitenverzeichnisses bestimmt wurde. Die Prüfung dieser Hypothese dient der Validierung früherer empirischer Ergebnisse, die in Abschnitt 2 zusammengefasst wurden.

4. Empirische Strategie und Daten

In diesem Abschnitt stellen wir die Strategie zur empirischen Untersuchung des Phänomens der Spreads für Staatsanleihen im Euroraum vor. Wir erläutern die im empirischen Teil angewandte Methode und stellen die Daten vor, auf die sich die Analyse stützt.

4.1 Methode

Um die oben genannten Hypothesen zu testen, verwenden wir eine Differenz-in-Differenzen-Methode, bei der wir die Mitgliedstaaten hinsichtlich ihres Expositionsrisikos gegenüber dem SL-Ereignis vergleichen.

Wie oben erläutert, lässt sich nicht anhand der Bewertungen von privaten Ratingagenturen bestimmen, wie stark ein Land dem Ereignis jeweils ausgesetzt war, da sich die Bewertungen der einzelnen Länder vor der Finanzkrise kaum unterschieden. Dementsprechend finden wir keine signifikanten Effekte, wenn wir die Analyse mit einem ratingbasierten Indikator durchführen (siehe Tabelle 8 und Abbildung 7 im Anhang). In der Hauptanalyse verwenden wir stattdessen einen Indikator für das Kreditrating als Kontrollvariable.

Im Gegensatz dazu wollen wir ermitteln, wie sich die Auferlegung von Bedingungen für die Zulässigkeit von Staatsanleihen als Sicherheiten bei der Zentralbank ausgewirkt hat. Wie stark ein Staat von dieser Entscheidung betroffen ist, hängt davon ab, inwieweit er auf die Ausgabe von beleihbaren Anleihen angewiesen ist. Diese Abhängigkeit ist umso größer, je wahrscheinlicher es ist, dass der Staat einen hohen zukünftigen Finanzierungsbedarf hat. Die bedingte Notenbankfähigkeit führt tendenziell zu einer Verknappung der Liquidität auf dem Markt für Staatsanleihen, da es weniger attraktiv wird, Anleihen zu halten, bei denen Zweifel an der künftigen Zulässigkeit bestehen. Regierungen mit hohem Finanzierungsbedarf sind somit potenziellen Liquiditäts- und letztlich Solvenzproblemen ausgesetzt. Vor diesem Hintergrund verwenden wir zwei verschiedene Indikatoren für das Expositionsrisiko.

Der fundamentale Mechanismus. Unter Bezugnahme auf den oben beschriebenen *fundamentalen* Mechanismus basiert der erste Indikator für das Expositionsrisiko auf makroökonomischen Variablen. Insbesondere bei Ländern mit höherem Schuldenstand, größeren Haushaltsdefiziten, geringerem Wirtschaftswachstum oder geringer Wettbewerbsfähigkeit kann davon ausgegangen werden, dass sie in Zukunft einen größeren Finanzierungsbedarf haben. Ihr Risiko ist damit höher, weil die Beschaffung dieser Mittel durch die Zulässigkeit von Sicherheiten erleichtert würde, die im überarbeiteten Rahmen nicht bedingungslos gegeben ist.

Der Kern-Peripherie-Mechanismus. Um verschiedene Mechanismen voneinander abzugrenzen, verwenden wir außerdem einen Indikator für das Expositionsrisiko, der von makro-fiskalischen Fundamentaldaten unabhängig ist. Dafür nutzen wir die von Bayoumi & Eichengreen (1992a, b). vorgeschlagene Einteilung der Euroländer in Kern und Peripherie. Sie unterscheiden die europäischen Länder nach der Synchronität ihrer Konjunkturzyklen und stützen sich dabei auf den grundlegenden Beitrag von Mundell (1961).

Synchronisierte Zyklen zwischen den Mitgliedern einer Währungsunion erlauben es der Geldpolitik, wirtschaftlichen Schocks überall gleichermaßen wirksam zu begegnen – die entscheidende Voraussetzung, wenn die Geldpolitik ein einziges Instrument auf mehrere Länder anwendet. Ist die Synchronität hingegen gering, sollten die geldpolitischen Reaktionen im Optimalfall asymmetrisch sein, was allerdings durch die Konstruktion einer Währungsunion ausgeschlossen ist.

In Bayoumi & Eichengreen (1992b) und der nachfolgenden Literatur wird die Synchronität von Konjunkturzyklen anhand der länderübergreifenden Korrelationen von Angebots- und Nachfrageschocks gemessen.[5] Die Koeffizienten werden relativ zum Referenzland Deutschland angegeben. Deutschland und seine Nachbarländer weisen ein hohes Maß an Symmetrie auf, sodass sie als *Kern* der Eurozone bezeichnet werden. Die Konjunkturzyklen der anderen Länder – der sogenannten *Peripherie* – zeigen eine schwache Korrelation sowohl mit dem Kern als auch untereinander.

Ausgehend von dieser Eigenschaft ist die entscheidende Annahme in Bezug auf diesen Mechanismus die folgende: Peripherieländer sind im Vergleich zu Deutschland und den Kernländern mit asymmetrischen Konjunkturzyklen konfrontiert, sodass eine herkömmliche „one size fits all"-Geldpolitik weniger wirksam ist und die Regierungen mehr Kredite aufnehmen müssen, um Output-Schwankungen auszugleichen. Die Peripherieländer sind also stärker von dem SL-Ereignis betroffen, da sie durch die bedingte Notenbankfähigkeit ihrer Staatsanleihen möglicherweise daran gehindert werden, ihren Liquiditätsbedarf auf dem Markt zu decken.

Wir beziehen sowohl eine binäre als auch eine kontinuierliche Kern-Peripherie-Variable in die Berechnung ein. Im binären Fall werden die Länder in Anlehnung an Bayoumi & Eichengreen (1992b) in Kern und Peripherie eingeteilt. Als kontinuierliche Behandlungsvariable verwenden wir außerdem die von ihnen angegebenen Koeffizienten für die Korrelation von wirtschaftlichen Störungen zwischen Deutschland und anderen Mitgliedstaaten. Die von ihnen betrachteten Ländern umfassen Belgien, Frankreich, Griechenland, Irland, Italien, die Niederlande, Spanien und Portugal. Darüber hinaus liefert Funke (1997) sehr ähnliche Schätzungen von Korrelationskoeffizienten für einige weitere europäische Länder, die wir zur Erweiterung unserer Stichprobe verwenden. Bei der Verwendung dieser Koeffizienten konzentrieren wir uns ausschließlich auf Angebotsschocks.[6]

5 Bayoumi & Eichengreen (1992b) folgen Blanchard & Quah (1989) und führen Produktionsschwankungen entweder auf Nachfrage- oder Angebotsschocks zurück, wobei erstere vorübergehender und letztere dauerhafter Natur sind. In dieser Literatur werden die Schocks mithilfe struktureller vektorautoregressiver Regressionen (SVAR) aufgeschlüsselt und es werden länderübergreifende Korrelationen berechnet. Diese Methode ist besonders geeignet, um die Korrelationen der zyklischen Produktionsbewegungen innerhalb der Währungsunion zu bestimmen, wo die Risikoteilung durch Wechselkurs- oder Zinsanpassungen behindert wird (Bayoumi & Eichengreen 1992a, b, Frankel & Rose 1997, Fidrmuc & Korhonen 2003, 2004).

6 Angebotsschocks geben mehr Aufschluss über Ähnlichkeiten im Konjunkturzyklus als Nachfrageschocks, da letztere endogen für die Mitgliedschaft in der Währungsunion sind. Eine koordinierte Wirtschaftspolitik und eine gemeinsame Geldpolitik sind wichtige Triebkräfte für die Nachfrage, aber bedeutungslos für die zugrunde liegenden Eigenschaften des Konjunkturzyklus (Fidrmuc & Korhonen 2004).

Regressionsmodelle. Unser Basismodell zur Überprüfung der ersten Hypothese besteht aus den folgenden beiden Differenz-in-Differenzen-Regressionen, wobei Gleichung (1) dem binären Peripherie-Indikator und Gleichung (2) dem kontinuierlichen Schockkorrelationsmaß entspricht:

$$Spread_{ct} = \alpha_c + \alpha_t + \beta \times Periphery_c \times SL_t^{2005M7} + \gamma^0 \times X_{ct} + \gamma^1 \times X_{ct} \times SL_t^{2005M7} + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

$$Spread_{ct} = \alpha_c + \alpha_t + \beta \times Correlation_c \times SL_t^{2005M7} + \gamma^0 \times X_{ct} + \gamma^1 \times X_{ct} \times SL_t^{2005M7} + \varepsilon_{ct}. \quad (2)$$

Die Ergebnisvariable $Spread_{ct}$ entspricht dem Spread des Landes c im Monat t verglichen mit Deutschland. Die Variablen α_c und α_t sind feste Länder- und Zeiteffekte. Die Behandlungsvariable ist die Interaktion des Expositionsmaßes $Periphyery_c$ bzw. $Correlation_c$, mit dem Zeitdummy SL_t^{2005M7},der ab dem Zeitpunkt der Ankündigung der Single List im Juli 2005 bei eins liegt. Makro-fiskalische Fundamentaldaten werden durch die Matrix χ_{ct} berücksichtigt, die die Staatsschuldenquote ($Debt_{ct}$), deren Quadrat ($Debt_{ct}^2$), den Haushaltssaldo ($Budget_{ct}$), den primären Haushaltssaldo ($PBudget_{ct}$), die Wachstumsrate ($Growth_{ct}$), den Leistungsbilanzsaldo (CA_{ct}) und den realen effektiven Wechselkurs ($REER_{ct}$) – den wir zusätzlich mit dem Zeitindikator interagieren lassen, um zeitvariable Effekte zu berücksichtigen – enthält sowie unseren Liquiditätsindikator ($Liquidity_{ct}$) und einen Indikator AAA_{ct}, und einen Indikator, der gleich eins ist, wenn ein Land mit AAA bewertet wurde.

Um zu analysieren, über welche Mechanismen sich das SL-Ereignis auf die Spreads auf Staatsanleihezinsen ausgewirkt hat (siehe Hypothese (2)), wird das Modell leicht modifiziert. Die Regressionsgleichungen lauten:

$$Spread_{ct} = \alpha_c + \alpha_t + \beta^P \times Periphery_c \times SL_t^{2005M7} + \beta^F \times F_c \times SL_t^{2005M7} + \gamma^0 \times X_{ct}^{-F} + \gamma^1 \times X_{ct}^{-F} \times SL_t^{2005M7} + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

$$Spread_{ct} = \alpha_c + \alpha_t + \beta^P \times Correlation_c \times SL_t^{2005M7} + \beta^F \times F_c \times SL_t^{2005M7} + \gamma^0 \times X_{ct}^{-F} + \gamma^1 \times X_{ct}^{-F} \times SL_t^{2005M7} + \varepsilon_{ct}. \quad (4)$$

Die Grundstruktur der Gleichungen (3) und (4) ist die gleiche wie zuvor. Wir berücksichtigen feste Länder- und Zeiteffekte, und die Behandlungsvariable setzt sich aus einer Interaktion zwischen der (binären oder kontinuierlichen) Peripherievariablen und dem Single-List-Zeitindikator zusammen. Der einzige Unterschied ist ein weiterer Interaktionsterm, der in jeder Regression denselben Zeitdummy und den Vorbehandlungswert einer bestimmten makro-fiskalischen Fundamentalvariable, d. h. F_c, umfasst. In den Gleichungen (1) und (2) sind die makro-fiskalischen Grundwerte zeitvariant, wodurch nachvollziehbar wird, wie sie die Spreads nach dem SL-Ereignis beeinflusst haben. Um jedoch feststellen zu können, ob das SL-Ereignis durch eine Neubewertung dieser Variablen die Renditenaufschläge überhaupt verursacht hat, lassen wir sie hier konstant beim Wert zum Zeitpunkt vor dem Ereignis. Wir führen für jede makro-fiskalische Fundamentalvariable eine eigene Regression durch. Die übrigen Fundamentalvariablen werden jeweils in der Matrix X_{ct}^{-F} zusammengefasst.

Diskussion. Eine potenzielle Gefahr für unsere entscheidende Annahme besteht darin, dass die so eingestuften Länder im Laufe der Zeit der Peripherie entwachsen und Teil des Kerns werden könnten. Insbesondere könnte es sein, dass die Synchronität der Konjunkturzyklen endogen zur Unionsmitgliedschaft ist, was dem zentralen Versprechen der europäischen Integration

entspräche, dass der Euro die Länder wirtschaftlich näher zusammenbringt. Die empirischen Daten deuten jedoch darauf hin, dass sich die Unterschiede in den Konjunkturzyklen noch vergrößert haben. Während in den 1990er-Jahren eine Synchronisierung zu beobachten war, blieb die Divergenz bis zur Großen Rezession und während dieser erheblich (De Grauwe & Mongelli 2005, De Haan et al. 2008). Es ist daher plausibel, anzunehmen, dass die Länder, die vor der Gründung der Eurozone zum Kern bzw. zur Peripherie gehörten, dies bis heute tun.

Eine weitere Herausforderung besteht darin, sicherzustellen, dass unser Satz erklärender Variablen tatsächlich exogen zu den Spreads bei Staatsanleihen ist. Wir vertreten die Auffassung, dass dies wahrscheinlich der Fall ist. Erstens war, wie aus Abschnitt 3 hervorgeht, der Prozess, der zur bedingten Zulassung von Staatsanleihen als EZB-Sicherheiten führte, weder vorhersehbar noch durch die Renditenaufschläge für Staatsanleihen bedingt – denn diese lagen gleich oder nahe null. Auch in Bezug auf die makro-fiskalischen Fundamentaldaten oder die Liquidität bestehen kaum Bedenken. Hohe Spreads dürften sich zwar in Zukunft auf den Schuldenstand, das Wachstum usw. auswirken, doch sollte dies nicht in demselben Zeitraum geschehen.

4.2 Daten und Variablen[7]

Wie bereits erwähnt, stammen die Daten, die zur Konstruktion der Behandlungsvariable – die sich aus dem Maß für das *Kern-Peripherie-Expositionsrisiko* sowie einem *Zeitdummy* für das SL-Ereignis zusammensetzt – benötigt werden, aus Bayoumi & Eichengreen (1992b) und Funke (1997). Darüber hinaus verwenden wir als Ergebnisvariable die *Spreads auf Staatsanleihezinsen*, berechnet als Differenz zwischen den Renditen von Staatsanleihen mit einer Laufzeit von zehn Jahren der ausgewählten Länder und Deutschland. Unser Ansatz ist in der in Abschnitt 2 vorgestellten Literatur üblich. Monatliche Renditedaten werden von Eurostat zur Verfügung gestellt.

Der Ansatz beinhaltet außerdem eine Reihe von Kontrollvariablen. Informationen über die *Kreditwürdigkeit von Staaten* sind von S&P Global Ratings, Moody's und Fitch erhältlich. Die Kontrollen umfassen zudem makro-fiskalische Fundamentaldaten, die wir im Einklang mit der Literatur auswählen.

Drei fiskalische Variablen werden in der Berechnung berücksichtigt. Erstens dient die von Eurostat ermittelte *Schuldenstandsquote* als Maß für den Schuldenstand eines Landes. Da die Beziehung vermutlich nicht linear ist, fügen wir der Regression die quadrierte Schuldenquote hinzu, um der Tatsache Rechnung zu tragen, dass die Sensibilität der Anleger für potenzielle Zahlungsausfälle wohl zunimmt, je mehr Schulden eine Regierung anhäuft. Zweitens wird der relative Schuldenstand ergänzt durch den *Haushaltssaldo* (in Prozent des BIP) als Flussgröße. Sowohl die Haushaltssalden als auch die BIP-Daten stammen aus der internationalen Finanzstatistik (IFS) des Internationalen Währungsfonds (IWF). Drittens fügen wir den weniger häufig verwendeten *primären Haushaltssaldo* hinzu, der als Haushaltssaldo ohne Zinszahlungen im Verhältnis zum BIP berechnet wird und der staatlichen Finanzstatistik (GFS) des IWF entnommen ist. Diese Messgröße wird direkt von den Regierungen kontrolliert und nicht von sich ändernden Zinssätzen beeinflusst, sodass sie fundiertere Informationen über die tatsächliche Finanzpolitik vermittelt als der Haushaltssaldo selbst.

7 Eine detaillierte Übersicht über alle Variablen und ihre Quellen findet sich im Anhang.

Drei weitere grundlegende Variablen erfassen das breitere makroökonomische Umfeld. Erstens beziehen wir das *Wirtschaftswachstum* als Indikator dafür ein, wie erfolgreich eine Regierung in der Lage ist, Steuereinnahmen zu erzielen. Die Daten stammen aus der vierteljährlichen volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (QNA) der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD). Zweitens berücksichtigen wir die Position eines Landes in der Weltwirtschaft, näherungsweise bestimmt durch den *Leistungsbilanzsaldo* im Verhältnis zum BIP. Die Daten stammen aus den Hauptwirtschaftsindikatoren (MEI) der OECD. Leistungsbilanzüberschüsse und -defizite wirken sich auf das Ausfallrisiko von Staaten aus, da sie das Nettoauslandsvermögen bzw. die Nettoverschuldung einer Volkswirtschaft darstellen. Drittens werden Einflüsse des internationalen Handels anhand des *realen effektiven Wechselkurses* gemessen. Wir verwenden den vom IFS bereitgestellten Index der realen effektiven Wechselkurse. Er gibt insofern Aufschluss über die Wettbewerbsfähigkeit eines Landes, als dass eine Aufwertung (bzw. Abwertung) zu künftigen Leistungsbilanzdefiziten (bzw. -überschüssen) und daraus resultierenden Schuldenproblemen führen könnte.

Neben den makro-fiskalischen Fundamentaldaten wird in unserem Modell auch die *Liquidität* berücksichtigt, da eine höhere Liquidität mit niedrigeren Spreads korrelieren sollte. Wie in Abschnitt 2 erläutert, gibt es ein breites Spektrum potenzieller Variablen, vom Handelsvolumen und den Geld-Brief-Spannen bis hin zur Marktgröße. In Anbetracht der Erkenntnisse aus der Literatur über die Signifikanz und Endogenität dieser Messgrößen folgen wir Attinasi et al. (2009) bei der Approximation des Liquiditätsrisikos durch die Marktgröße. Konkret verwenden wir die Brutto-Staatsschuldemissionen als Anteil an den Gesamtemissionen des Euroraums. Informationen über Schuldtitelemissionen werden vom Statistical Data Warehouse (SDW) der EZB bereitgestellt.

Schließlich erweist sich die internationale Risikoaversion als ein Bestimmungsfaktor für Spreads auf Staatsanleihezinsen. Ein natürlicher Wert, um die Risikoaversion zu bemessen, wäre die Differenz zwischen den Renditen erstklassiger US-Unternehmensanleihen und den Renditen von US-Staatsanleihen. Da dieser Wert jedoch nur im Zeitverlauf variiert, ist er implizit über feste Zeiteffekte integriert.

Es werden monatliche Daten verwendet. Da die makro-fiskalischen Fundamentaldaten meist einmal im Quartal veröffentlicht werden, ist eine lineare Interpolation erforderlich. Dies geht zwar auf Kosten einer Verringerung der Standardfehler, ermöglicht aber eine größere Variation der abhängigen Variable. Darüber hinaus wird die Interpolation nur auf hochpersistente Bestandsvariablen angewandt, wodurch die Gefahr invalider statistischer Inferenz begrenzt wird (Dell'Ariccia et al. 2006, Hauner et al. 2010, Beirne & Fratzscher 2013). Darüber hinaus nehmen wir an, dass Flussgrößen wie der Haushaltssaldo, die nur vierteljährlich verfügbar sind, für die drei Monate eines Quartals konstant sind.

Das finale Sample besteht aus allen Ländern der Eurozone, die Gründungsmitglieder waren und für die in Bayoumi & Eichengreen (1992b) oder Funke (1997) Schockkorrelationskoeffizienten angegeben sind. Um genau zu sein, zählen wir Österreich, Belgien, Frankreich und die Niederlande zu den Kernländern, während Irland, Italien, Portugal und Spanien als Peripherieländer dienen. Deutschland wird nicht berücksichtigt, da es als Referenzland dient; bei Griechenland treten bei unseren Robustheitsprüfungen Endogenitätsprobleme auf, wie sich im nächsten Abschnitt zeigen wird. Außerdem lassen wir die beiden kleinsten Kernländer der Eurozone, Finnland und Luxemburg, unberücksichtigt, damit die beiden Gruppen gleich groß bleiben.

5. Ergebnisse

Die empirische Analyse wird entsprechend den oben dargelegten Hypothesen in drei Schritten durchgeführt. Erstens belegen wir, dass das SL-Ereignis erheblich zum Anstieg der Spreads auf Staatsanleihezinsen in der Eurozone beigetragen hat. Zweitens untersuchen wir die Mechanismen, über die das SL-Ereignis den Spread-Anstieg verursacht hat, und kommen zu dem Schluss, dass dabei in erster Linie eine Peripherieprämie und nicht fundamentale Unterschiede in den makro-fiskalischen Informationen zum Tragen kamen. Drittens bestätigen wir die Ergebnisse früherer Studien hinsichtlich der Rolle von makro-fiskalischen Fundamentaldaten. Schließlich führen wir eine Reihe von Robustheitstests durch.

Bevor die Ergebnisse vorgestellt werden, legen wir Nachweise dafür vor, dass die Kern- und Peripherieländer der Eurozone geeignete Vergleichsgruppen sind. Tabelle 1 zeigt deskriptive Statistiken für die Peripherie- und Kernländer zu den zentralen Variablen in unserem Modell, bevor das einheitliche Sicherheitenverzeichnis erstellt wurde.

Aus den Zahlen im oberen Teil von Tabelle 1 geht hervor, dass die beiden Gruppen Spreads nahe null zu verzeichnen hatten, sich aber in Bezug auf die makro-fiskalischen Fundamentaldaten deutlich unterschieden. Insbesondere waren die Fundamentaldaten in den Peripherieländern der Eurozone tendenziell günstiger. Sie wiesen im Durchschnitt einen niedrigeren Schuldenstand, geringere Haushaltsdefizite, größere Primärüberschüsse, höhere Wachstumsraten und bessere Terms of Trade aufgrund eines niedrigeren realen effektiven Wechselkurses auf.

Die Tatsache, dass die Peripherie im Durchschnitt günstigere makro-fiskalische Fundamentaldaten aufweist, bestätigt unseren Ansatz, die Länder nach der Synchronität ihrer Konjunkturzyklen zu kategorisieren. Dagegen würde dieser Ansatz infrage gestellt, wenn der Status der Peripherie mit schlechteren Fundamentaldaten korrelierte. Da dies nicht der Fall ist, ist die Behauptung plausibel, dass eine mögliche Erhöhung der Spreads auf Staatsanleihezinsen in der Peripherie durch das SL-Ereignis nicht auf die Fundamentaldaten zurückzuführen sein sollte.

Darüber hinaus weisen die zentralen Variablen in der Peripherie und im Kerngebiet vor dem SL-Ereignis eine ähnliche Tendenz auf, auch wenn sie sich in absoluten Zahlen unterscheiden. Im unteren Feld von Tabelle 1 sind die Trends bei Spreads und wirtschaftlichen Fundamentaldaten bis Juni 2005 dargestellt.[8] Die parallele Entwicklung dieser Variablen ist offensichtlich, vor allem bei den Spreads auf Staatsanleihezinsen. Abbildung 2, in der die durchschnittlichen Spreads der beiden Gruppen vor der Finanzkrise dargestellt sind, unterstreicht dieses Muster. Alles in allem bestätigen diese Ergebnisse die Angemessenheit unseres Ansatzes.

5.1 Der Effekt bedingter Notenbankfähigkeit

Zunächst weisen wir nach, dass die Entscheidung des Europäischen Währungssystems, die Zulassung von Sicherheiten im Rahmen des einheitlichen Sicherheitenverzeichnisses an Bedingungen zu knüpfen, zur Entstehung der Spreads bei Staatsanleihen beigetragen hat. Der wichtigste Koeffizient von Interesse ist β in den Gleichungen (1) und (2).

8 t-Statistiken unter zwei in absoluten Zahlen bedeuten, dass unterschiedliche Trends mit einer Wahrscheinlichkeit von mindestens 95 % ausgeschlossen werden können.

Deskriptive Statistiken nach Gruppen

	Periphery		Core		
	Mean	SD	Mean	SD	t-stat
Spread	0.057	0.026	0.043	0.027	–0.943
Debt	62.392	0.431	72.663	1.155	20.409
Budget	–2.834	0.810	–4.009	3.456	–0.811
PBudget	2.114	0.064	1.003	0.029	–38.648
Growth	2.782	0.155	2.103	0.246	–5.725
CA	–4.755	0.204	3.145	0.086	87.437
REER	102.233	0.860	103.987	0.954	3.344
$\Delta\ Spread_{t,t+1}^{2005M1-2005M6}$	0.000	0.031	0.001	0.029	0.048
$\Delta\ Debt_{t,t+1}^{2005M1-2005M6}$	0.246	0.078	0.688	0.443	2.407
$\Delta\ Budget_{t,t+1}^{2005M1-2005M6}$	–0.114	1.165	–0.021	4.029	0.055
$\Delta\ PBudget_{t,t+1}^{2005M1-2005M6}$	0.047	0.178	0.046	0.141	–0.003
$\Delta\ Growth_{t,t+1}^{2005M1-2005M6}$	0.093	0.078	–0.148	0.149	–3.507
$\Delta\ CA_{t,t+1}^{2005M1-2005M6}$	–0.101	0.211	–0.049	0.075	0.573
$\Delta\ REER_{t,t+1}^{2005M1-2005M6}$	–0.529	0.542	–0.517	0.586	0.038

Anmerkung: In dieser Tabelle werden Peripherie- und Kernländer hinsichtlich der Spreads und einer Reihe von makro-fiskalischen Fundamentaldaten im Zeitraum von 2005M1 bis 2005M6 verglichen, als die Single List angekündigt wurde. Der untere Teil zeigt die monatlichen Veränderungen der Spreads und einiger makro-fiskalischer Fundamentaldaten.

Dezernat Zukunft
Institut für Makrofinanzen

Tabelle 1

Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der Gleichungen (1) und (2), wobei sich die Spalten (1) und (2) auf die binäre Behandlungsvariable und die Spalten (3) und (4) auf die kontinuierliche Behandlungsvariable beziehen. In jeder Spezifikation weisen die Peripherieländer als Reaktion auf die Single List höhere Spreads auf. Der Effekt ist statistisch signifikant, unabhängig davon, ob die binäre oder die kontinuierliche Behandlungsvariable verwendet wird.

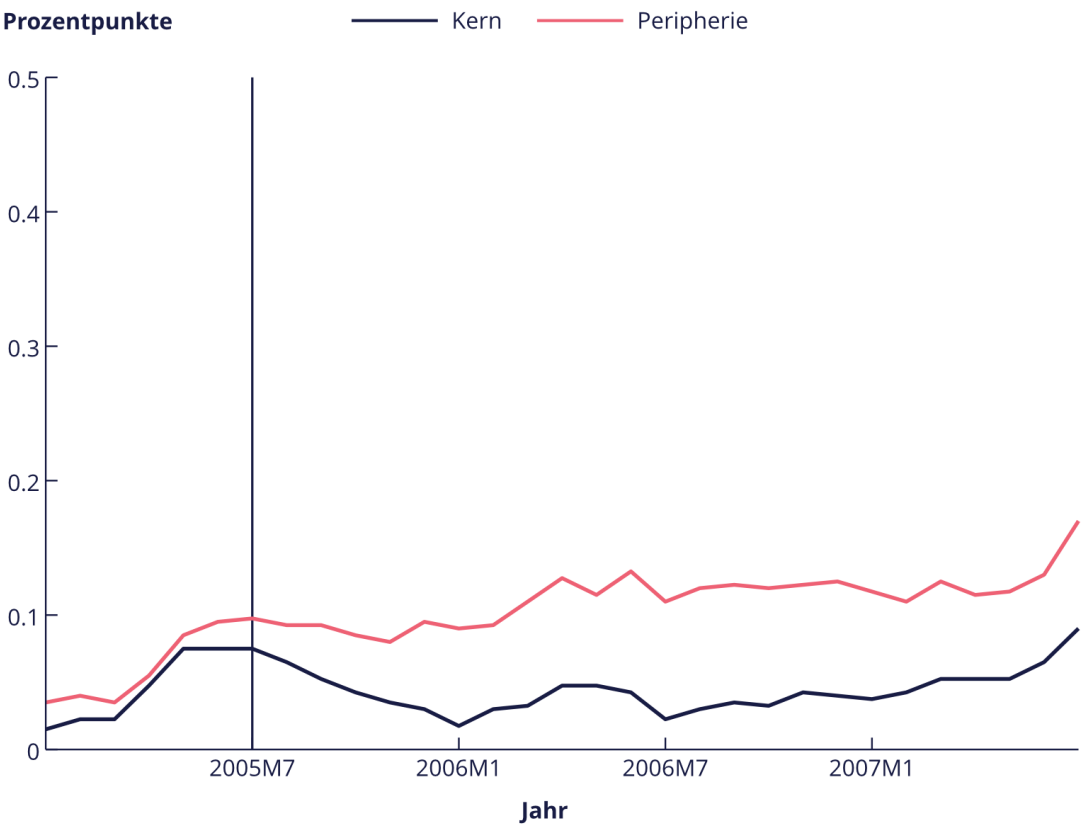
Darüber hinaus ist er von wirtschaftlicher Bedeutung[9] Ohne Berücksichtigung aller anderen Faktoren stiegen die Spreads in den Peripherieländern nach dem SL-Ereignis um bis zu 20 Basispunkte gegenüber den Kernländern. Die Koeffizienten der Kontrollvariablen deuten außerdem darauf hin, dass Länder mit günstigen wirtschaftlichen Fundamentaldaten im Anschluss an das Ereignis von niedrigeren Spreads profitierten.

Letztere können die Ausweitung der Renditedifferenzen in der Peripherie zwar abmildern, sie gleichen die beträchtliche Reaktion jedoch nicht aus. Angesichts der Tatsache, dass die Differenzen vor dem SL-Ereignis im Durchschnitt fünf Basispunkte betrugen, implizieren unsere Schätzungen in ihrer Gesamtheit eine Verdoppelung der Spreads auf Staatsanleihezinsen in den Peripherieländern als Folge der bedingten Notenbankfähigkeit.

Insbesondere reagieren die Renditespannen nicht darauf, ob ein Land ein Spitzenrating (AAA) hat oder nicht. Im Folgenden werden wir die Kontrollvariablen im Allgemeinen – und die makro-fiskalischen Fundamentaldaten im Besonderen – genauer erläutern.

9 Die Koeffizienten fallen größer aus, wenn die Kontrollen mit dem Zeitdummy interagieren. Dies liegt daran, dass der geschätzte Gesamteffekt unserer Kontrollgruppe nach dem Ereignis auf die Spreads degressiv wirkt, was in den Spalten (1) und (3) vollständig durch den ersten Koeffizienten erfasst wird. In den Spalten (2) und (4) hingegen isoliert der zweite Koeffizient den Behandlungseffekt auf die Peripherie im Vergleich zu den Kernländern. Da der Single-List-Indikator zusätzlich mit den interagierenden Kontrollen korreliert ist, erhöhen sich auch seine Standardfehler, wenn letztere in das Modell einbezogen werden.

Spreads in Kern und Peripherie der Eurozone



Anmerkung: Diese Abbildung zeigt die Entwicklung der durchschnittlichen Spreads auf die Renditen zehnjähriger Staatsanleihen in den Kern- bzw. Peripherieländern des Euroraums gegenüber Deutschland im Zeitraum 2005M1–2007M7 in Prozentpunkten. Die vertikale Linie bei 2005M7 markiert den Zeitpunkt der Ankündigung des SL-Ereignisses.

Dezernat Zukunft
Institut für Makrofinanzen

Abbildung 2

Bei den bisher vorgestellten Koeffizienten handelt es sich um Durchschnittswerte für den gesamten Stichprobenzeitraum. Darüber hinaus untersuchen wir die Auswirkung der bedingten Notenbankfähigkeit detaillierter, indem wir die zeitlich variablen Koeffizienten für jeden Monat separat betrachten. Dadurch lässt sich die Dynamik des Effekts besser nachvollziehen und die Annahme gemeinsamer Trends vor dem SL-Ereignis testen. Zu diesem Zweck berechnen wir die folgenden zwei Modifikationen unseres Basismodells:

$$Spread_{ct} = \alpha_c + \alpha_t + \sum_{j=-J}^{J} \beta_j \times Periphery_c \times SL_{t+j}^{2005M7} + \gamma^0 \times X_{ct}\ \gamma^1 \times X_{ct} \times SL_t^{2005M7} + \varepsilon_{ct} \quad (5)$$

$$Spread_{ct} = \alpha_c + \alpha_t + \sum_{j=-J}^{J} \beta_j \times Correlation_c \times SL_{t+j}^{2005M7} + \gamma^0 \times X_{ct}\ \gamma^1 \times X_{ct} \times SL_t^{2005M7} + \varepsilon_{ct}. \quad (6)$$

Abbildung 3 zeigt die Regressionsergebnisse für Gleichung (5). Da die Ergebnisse für die Monate vor dem SL-Ereignis sämtlich klein und nicht signifikant sind, wird die Annahme bestätigt, dass sich die Renditenaufschläge der Kern- und Peripherieländer vor dem Ereignis homogen entwickelt haben. Darüber hinaus ist nach dem Ereignis ein starker Aufwärtstrend der Renditenaufschläge in der Euro-Peripherie im Vergleich zum Kerngebiet festzustellen. Die Koeffizienten werden signifikant, steigen bis 2006M4 weiter an und bleiben danach auf diesem Niveau. Mit einem Wert von etwa 20 Basispunkten sind sie beträchtlich und entsprechen dem durchschnittlichen Effekt.

Insgesamt deuten unsere Ergebnisse darauf hin, dass die Einführung bedingter Notenbankfähigkeit im Rahmen der Single List den nachfolgenden Anstieg der Renditespannen bei Staatsanleihen in der Eurozone zu einem erheblichen Teil erklärt, was unsere erste Hypothese bestätigt. Wir wenden uns nun den Mechanismen zu, über die sich die Änderung der Sicherheitenpolitik auswirkte.

5.2 Die Peripherieprämie

Zu diesem Zweck werden die Gleichungen (3) und (4) berechnet. In dieser Spezifikation unterscheiden wird zwischen dem fundamentalen und dem Peripherie-Mechanismus. So lässt sich direkt feststellen, welcher Mechanismus bezüglich der Auswirkungen des SL-Ereignisses auf Spreads auf Staatsanleihezinsen der dominante ist.

β^P misst den Effekt, den wir als *Peripherieprämie* bezeichnen. Diese Prämie erfasst die Schwankungen der Spreads in Reaktion auf das SL-Ereignis, die sich durch Unterschiede zwischen den Konjunkturzyklen eines bestimmten Landes und der übrigen Eurozone erklären lassen. Sie spiegelt die Tatsache wider, dass es unter einer gemeinsamen Geldpolitik wirtschaftlich nachteilig ist, sich vom Kern zu unterscheiden. Allerdings bezieht sich nicht auf die zugrundliegenden wirtschaftlichen Unterschiede, für welche explizit durch makro-fiskalische Variablen kontrolliert wird.

Im Gegensatz dazu kann β^F als der fundamentale Mechanismus interpretiert werden. Ist er signifikant, dann sagt uns die Berechnung, dass die Spreads entstanden sind, weil die Anleger auf das SL-Ereignis reagierten, indem sie höhere Renditen von Ländern verlangten, die zum Zeitpunkt der Bewertung eine ungünstige Position bezüglich der makro-fiskalischen Fundamentalvariable F_c hatten. Wir führen mehrere Berechnungen durch, wobei entweder den Bonitätsindikator AAA oder eine der makro-fiskalischen Fundamentalvariablen darstellt. Unsere Ergebnisse sind in Tabelle 3 und Tabelle 4 jeweils für das binäre bzw. für das kontinuierliche Expositionsrisikomaß zusammengestellt.

In beiden Tabellen zeigt sich das gleiche Ergebnis: Die Peripherieprämie ist bei den meisten Spezifikationen hochsignifikant, während die fundamentalen Kanäle und die Bonität, wenn überhaupt, nur von geringer Bedeutung sind.

Verwenden wir die binäre Expositionsvariable (siehe Tabelle 3), so ist die Peripherieprämie im Vergleich zu allen fundamentalen Mechanismen signifikant, mit Ausnahme der Staatsverschuldung und des Haushaltssaldos, die ihrerseits ebenfalls nicht signifikant sind. Die Prämie beläuft sich auf etwa 17 bis 20 Basispunkte und entspricht damit in etwa den Berechnungen zum Effekt der bedingten Notenbankfähigkeit im vorherigen Abschnitt. Diese Zahlen implizieren eine Verdoppelung der Spreads auf Staatsanleihezinsen der Peripherieländer als Reaktion auf das SL-Ereignis.

Unter Verwendung des kontinuierlichen Expositionsrisikos sind die Ergebnisse ähnlich. Die Renditespreads der Peripheriestaaten stiegen deutlich an, wobei die meisten makro-fiskalischen Fundamentaldaten nicht zu diesem Anstieg beitrugen. Die Peripherieprämie ist nur dann nicht signifikant, wenn sie mit den fundamentalen Mechanismen von Staatsverschuldung und Leistungsbilanz kombiniert wird, die beide für sich genommen nicht signifikant sind.

Spreads auf Staatsanleihezinsen und die Single List

	Spread			
	(1)	(2)	(3)	(4)
SL^{2005M7} × *Periphery*	0.0304*	0.1994***		
	(0.0157)	(0.0489)		
SL^{2005M7} × *Correlation*			−0.0913**	−0.5388***
			(0.0435)	(0.1518)
Debt	0.0042	−0.0080	0.0038	−0.0097
	(0.0049)	(0.0084)	(0.0049)	(0.0089)
$Debt^2$	0.0000	0.0001**	0.0000	0.0001**
	(0.0000)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0001)
Budget	0.0019***	0.0033***	0.0019***	0.0032***
	(0.0007)	(0.0005)	(0.0006)	(0.0005)
PBudget	−0.0056	−0.0158	−0.0058	−0.0444**
	(0.0047)	(0.0189)	(0.0047)	(0.0203)
Growth	0.0061	0.0099	0.0057	0.0089
	(0.0089)	(0.0135)	(0.0089)	(0.0140)
CA	−0.0058*	−0.0125***	−0.0055*	−0.0103**
	(0.0034)	(0.0044)	(0.0033)	(0.0046)
REER	−0.0110	0.0303**	−0.0097	0.0269**
	(0.0067)	(0.0120)	(0.0062)	(0.0125)
Liquidity	0.0007	0.0007	0.0007	0.0007
	(0.0008)	(0.0006)	(0.0008)	(0.0006)
SL^{2005M7} × *AAA*		−0.0955		−0.0328
		(0.0742)		(0.0672)
SL^{2005M7} × *Debt*		0.0192**		0.0209**
		(0.0083)		(0.0091)
SL^{2005M7} × $Debt^2$		−0.0001**		−0.0001**
		(0.0001)		(0.0001)
SL^{2005M7} × *Budget*		−0.0042***		−0.0040***
		(0.0009)		(0.0009)
SL^{2005M7} × *PBudget*		0.0017		0.0305
		(0.0178)		(0.0187)
SL^{2005M7} × *Growth*		−0.0520***		−0.0498***
		(0.0151)		(0.0153)
SL^{2005M7} × *CA*		0.0188***		0.0161***
		(0.0048)		(0.0050)
SL^{2005M7} × *REER*		−0.0169		−0.0142
		(0.0118)		(0.0124)
Time FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.915	0.953	0.915	0.953
Observations	144	144	144	144

Anmerkung: Diese Tabelle zeigt Schätzungen zu den Auswirkungen des SL-Ereignisses auf die Spreads von Staatsanleihen der Peripherieländer im Vergleich zu denen der Kernländer im Zeitraum 2005M1–2006M12. Die entsprechenden Regressionsgleichungen sind (1) und (2). Die abhängige Variable ist der länderspezifische Renditespread einer Staatsanleihe mit zehnjähriger Laufzeit im Vergleich zu Deutschland. Bei der Behandlungsvariable handelt es sich um die Interaktion zwischen einem Zeitdummy, der ab dem Zeitpunkt der Ankündigung der Single List in 2005M7 gleich eins ist, und entweder einem binären Peripherie-Dummy oder einer kontinuierlichen Schockkorrelationsvariable. Weitere Kontrollen werden in den Spalten (1) und (3) unabhängig voneinander hinzugefügt und in den Spalten (2) und (4) mit dem Zeitdummy interagiert. Spalten (1) und (2) zeigen Koeffizienten für die binäre Behandlungsvariable, Spalten (3) und (4) für die kontinuierliche Behandlungsvariable. Alle Regressionen enthalten feste Zeit- und Ländereffekte. Die Standardfehler in Klammern sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Die Sterne zeigen das 10%-, 5%- bzw. 1%-Signifikanzniveau an.

Unter den fundamentalen Mechanismen zeigt sich, dass nur höhere Primärhaushaltsüberschüsse und niedrigere reale effektive Wechselkurse als Reaktion auf die Single List zu einem Anstieg der Renditenaufschläge führten. Quantitativ gesehen führt eine Erhöhung des Primärhaushaltssaldos um eine Standardabweichung zu einem Anstieg der Renditenaufschläge um acht Basispunkte. Eine entsprechende Veränderung des realen effektiven Wechselkurses führt zu einer Verringerung der Spreads um 24 Basispunkte. Diese Effekte sind also geringer als oder in einer ähnlichen Größenordnung wie die Peripherieprämie. Angesichts der Tatsache, dass sie bei Verwendung des binären Parameters nicht signifikant sind, sind sie jedoch nicht robust gegenüber der Wahl der Expositionsvariablen.

Insgesamt widerlegt die empirische Evidenz unsere zweite Hypothese, dass das SL-Ereignis die Spreads auf Staatsanleihezinsen über makro-fiskalische Fundamentaldaten beeinflusst hat. Die bedingte Notenbankfähigkeit ließ die Renditeaufschläge für Staatsanleihen nicht in Ländern mit ungünstigeren wirtschaftlichen Bedingungen ansteigen, sondern in Ländern, deren Konjunkturzyklen weniger stark an den Rest der Eurozone angeglichen sind. Wir kommen zu dem Schluss, dass die Peripherieprämie den fundamentalen Mechanismus eindeutig dominiert.

5.3 Der bedingte Effekt von makro-fiskalischen Fundamentaldaten

In unserer Analyse werden makro-fiskalische Fundamentaldaten als Kontrollen oder zur Abgrenzung der fundamentalen Mechanismen von der Peripherieprämie verwendet. Im Folgenden beschreiben wir kurz unsere Berechnungen zum Effekt dieser Daten, validieren die Ergebnisse früherer Studien und beleuchten die in Hypothese (3) aufgeworfene Frage, wodurch sich das Ausmaß und die Entwicklung der Spreads auf Staatsanleihen im Anschluss an das SL-Ereignis erklären lässt. Die Koeffizienten sind in Tabelle 2 aufgeführt.

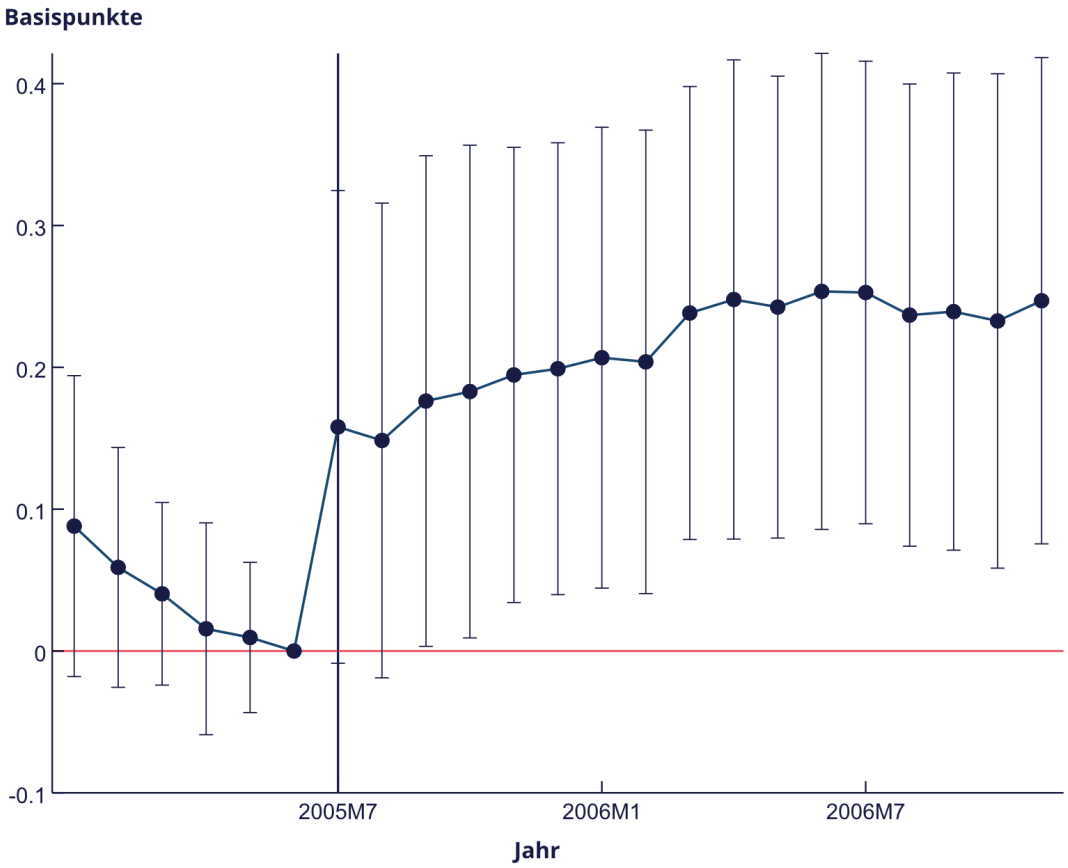
Während die Koeffizienten in den Spalten (1) und (3) diesen Variablen nur eine begrenzte Bedeutung zuschreiben, liefern die Koeffizienten in den Spalten (2) und (4) Hinweise auf einen *bedingten* Effekt der makro-fiskalischen Fundamentaldaten – in dem Sinne, dass sie erst durch das Ereignis an Bedeutung gewannen oder dass sich ihr Einfluss danach veränderte.

Dieses Muster ist in Bezug auf die Staatsverschuldung und das Wirtschaftswachstum besonders ausgeprägt. Während die Spreads vor dem SL-Ereignis nicht auf diese fundamentalen Variablen reagierten, zeigten sie danach durchaus eine Reaktion. Unseren Schätzungen zufolge führt ein Anstieg der Schuldenquote um eine Standardabweichung zu einem Anstieg der Spreads um 50 Basispunkte. Entsprechend führt eine Erhöhung der Wachstumsrate um eine Standardabweichung zu einer Verringerung der Spreads um acht Basispunkte. Diese Zahlen sind signifikant und verdeutlichen, dass die Märkte seit Einführung des einheitlichen Sicherheitenverzeichnisses damit begonnen haben, übermäßige Schuldenpositionen und geringes Wirtschaftswachstum zu sanktionieren.

Außerdem zeigt sich, dass die Position eines Landes im internationalen Handel die Renditedifferenzen bei Staatsanleihen beeinflusst. Insbesondere der Leistungsbilanzsaldo hat einen signifikanten Einfluss, wenngleich sich seine Wirkungsrichtung als Reaktion auf das Ereignis geändert hat. Eine Erhöhung des Leistungsbilanzsaldos um eine Standardabweichung verringerte die Spreads vor dem SL-Ereignis um acht Basispunkte, erhöhte sie aber nach dem Ereignis um vier Basispunkte. Während ersteres frühere Erkenntnisse aus der Literatur bestätigt, deutet letzteres darauf hin, dass die Einbindung der Länder in globale Märkte und die potenziellen Abhängigkeiten von ausländischer Nachfrage neu bewertet wurden.

Koeffizienten im Zeitraum um das SL-Ereignis

In Basispunkten



Anmerkung: Diese Abbildung zeigt die Regressionskoeffizienten und Konfidenzintervalle für die Differenz der Spreads auf Staatsanleihezinsen zwischen Peripherie- und Kernländern des Euroraums in jedem Monat rund um das SL-Ereignis. Der Koeffizient ist in 2005M6, d. h. im Monat vor dem SL-Ereignis, auf null normiert. Die vertikalen Linien geben 99%-Konfidenzintervalle auf der Grundlage von Standardfehlern an, die robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation sind. Die vertikale Linie bei 2005M7 markiert die Ankündigung des SL-Ereignisses.

Dezernat Zukunft
Institut für Makrofinanzen

Abbildung 3

Im Gegensatz dazu hat der reale effektive Wechselkurs eine kontinuierliche Wirkung auf die Renditenaufschläge für Staatsanleihen, die sich durch das SL-Ereignis nicht verändert hat. Der Effekt ist wirtschaftlich signifikant und beläuft sich auf einen Anstieg der Renditenaufschläge um etwa 21 Basispunkte als Reaktion auf einen Anstieg des Wechselkurses um eine Standardabweichung. Dieses Schätzergebnis spiegelt die besondere Rolle der Wettbewerbsfähigkeit in einer Währungsunion wider. Wenn ein Land die Kontrolle über seine Währung aufgibt, verzichtet es auf die Möglichkeit einer Ab- oder Aufwertung als stabilisierende Maßnahme zur Erhaltung der Wettbewerbsfähigkeit. Es ist daher plausibel, dass die Märkte die fehlende Währungskontrolle im Allgemeinen als einen wichtigen Faktor des Länderrisikos wahrnehmen. Dieser Aspekt wurde bereits in Maltritz (2012) hervorgehoben.

In Bezug auf den finanzpolitischen Kurs stellen wir fest, dass der primäre Haushaltssaldo für die Erklärung von Spread-Bewegungen weitgehend unbedeutend ist. Darüber hinaus ist die Erklärungskraft des Haushaltssaldos quantitativ unerheblich, da seine Wirkung auf einen Basispunkt bei einem Anstieg des Haushaltssaldos um eine Standardabweichung begrenzt ist.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass unsere Ergebnisse die Erkenntnisse früherer Studien bekräftigen. Makro-fiskalische Fundamentaldaten erklären nachweislich einen erheblichen Teil, wenn auch nicht die Gesamtheit, der Spreadbewegungen nach dem SL-Ereignis. Da in der Literatur ähnliche Ergebnisse für nachfolgende Krisen- und Nachkrisenzeiträume gefunden wurden (Bernoth & Erdogan 2012, Afonso et al. 2015a, b), deuten unsere Befunde darauf hin, dass die Einführung der bedingten Notenbankfähigkeit im Jahr 2005 eine dauerhafte und signifikante Verbindung zwischen den Spreads auf Staatsanleihezinsen und den makro-fiskalischen Fundamentaldaten herstellte, weshalb ihr Effekt hier als „bedingt" bezeichnet wird.

5.4 Robustheit

Um unsere Analyse zu vervollständigen, führen wir mehrere Robustheitstests durch, die zeigen, dass sich unsere Ergebnisse nicht ändern, wenn wir den empirischen Aufbau modifizieren.

Zunächst prüfen wir, wie sensitiv unsere Berechnungen auf eine Variation der Kreditratings reagieren. In der vorangegangenen Analyse wurde der binäre Indikator AAA als Kontrollvariable einbezogen, der gleich eins ist, wenn ein Staat ein erstklassiges Rating hat, und ansonsten gleich null. In Tabelle 9 wiederholen wir die Regressionen auf der Grundlage der Gleichungen (1) und (2), wobei wir den Indikator für ein erstklassiges Rating durch die kontinuierliche Variable „Rating" ersetzen. Letztere weist etwas mehr Schwankungen auf als ihr binäres Gegenstück, allerdings nur in begrenztem Maße, da kein Land der Stichprobe ein niedrigeres Rating als die hohe mittlere Bonitätsstufe (AA) erhalten hat. Dementsprechend finden wir keine größeren Veränderungen der Koeffizienten aus Tabelle 2, weder hinsichtlich der statistischen noch der wirtschaftlichen Signifikanz. Entscheidend ist, dass auch die Rating-Variable nicht signifikant ist, was die Robustheit des Effekts der bedingten Notenbankfähigkeit auf die Spreads der Peripherieländer untermauert.

Zweitens prüfen wir, inwieweit unsere Schätzungen von der Wahl des Analysezeitraums abhängen, der bisher auf 2005M1–2006M12 festgelegt wurde. Zu diesem Zweck führen wir die Regressionen auf der Grundlage der Gleichungen (1) bis (4) für zwei längere Zeithorizonte durch, beginnend im Jahr 2004M7, und verlängern den Zeitraum bis 2007M7 bzw. 2008M8. Das sind zum einen die Monate, bevor die ersten Anzeichen der Finanzkrise auftraten (nach allgemeiner Auffassung im August 2007), und ist zum anderen der Zeitpunkt, bevor die Krise mit der Insolvenz von Lehman Brothers im September 2008 ihren Höhepunkt erreichte. Die Ergebnisse sind in den Tabellen 10 bis 15 im Anhang aufgeführt. Abgesehen von einigen Unterschieden bei den Koeffizienten der Kontrollvariablen entsprechen die Berechnungen zu den Auswirkungen der bedingten Notenbankfähigkeit und ihrer Mechanismen weitgehend den im Haupttext angegebenen.

Drittens validieren wir die Wirkung der bedingten Notenbankfähigkeit durch einen Placebo-Test. Wir prüfen, ob der Effekt tatsächlich auf die Entscheidung zurückzuführen ist, die Zulässigkeit von Sicherheiten an Bedingungen zu knüpfen. Der von uns gemessene Effekt könnte auch auf frühere Änderungen der tatsächlichen Bonitätseinstufungen zurückzuführen sein und somit eher die üblichen Marktreaktionen auf Ratingveröffentlichungen widerspiegeln als solche auf eine institutionelle Änderung, die die bedingungslose Eignung von Staatsanleihen als Zentralbanksicherheiten infrage stellt.

Wirkungsmechanismen der bedingten Notenbankfähigkeit (binär)

	Spread						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
SL^{2005M7} × *Periphery*	0.1994***	0.0341	0.2255	0.1745***	0.1825***	0.1703**	0.1759***
	(0.0489)	(0.0660)	(0.1512)	(0.0464)	(0.0507)	(0.0855)	(0.0560)
SL^{2005M7} × AAA^{2005M6}	−0.0955						
	(0.0742)						
SL^{2005M7} × $Debt^{2005M6}$		0.0008					
		(0.0009)					
SL^{2005M7} × $Budget^{2005M6}$			−0.0037				
			(0.0175)				
SL^{2005M7} × $PBudget^{2005M6}$				0.0024			
				(0.0170)			
SL^{2005M7} × $Growth^{2005M6}$					−0.0145		
					(0.0335)		
SL^{2005M7} × CA^{2005M6}						0.0157	
						(0.0100)	
SL^{2005M7} × $REER^{2005M6}$							−0.0377
							(0.0246)
Time FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Interacted Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.953	0.936	0.944	0.950	0.944	0.951	0.951
Observations	144	144	144	144	144	144	144

Anmerkung: Diese Tabelle zeigt Schätzungen zu den Auswirkungen des SL-Ereignisses auf die Spreads von Staatsanleihen der Peripherieländer im Vergleich zu denen der Kernländer bzw. im Vergleich zu Ländern mit unterschiedlichen makrofiskalischen Fundamentaldaten im Zeitraum 2005M1–2006M12. Die entsprechende Regressionsgleichung ist (3). Die Ergebnisvariable ist der länderspezifische Renditespread einer Staatsanleihe mit zehnjähriger Laufzeit im Vergleich zu Deutschland. Bei den Behandlungsvariablen handelt es sich um Interaktionen zwischen einem Zeitdummy, der ab dem Zeitpunkt der Ankündigung der Single List in 2005M7 gleich eins ist, und dem binären Peripherie-Dummy sowie, je Spalte, dem Wert eines makrofiskalischen Fundamentalfaktors im Monat vor dem SL-Ereignis. Weitere Kontrollen werden sowohl unabhängig als auch interagiert mit dem Zeitdummy hinzugefügt. Alle Regressionen enthalten feste Zeit- und Ländereffekte. Die Standardfehler in Klammern sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Die Sterne zeigen das 10%-, 5%- bzw. 1%-Signifikanzniveau an.

Dezernat Zukunft
Institut für Makrofinanzen

Tabelle 3

Konkret ändern wir die Berechnung der Gleichungen (1) und (2), indem wir einen Placebo-Behandlungsindikator für November 2004 hinzufügen. Zu diesem Zeitpunkt wurden griechische Staatsanleihen von S&P Global Ratings von A+ auf A herabgestuft und näherten sich damit der späteren Mindestanforderung von A-.[10] Die Einbeziehung des Placebo-Indikators erfordert außerdem einen früheren Regressionszeitraum (2004M1–2005M12).

Die Ergebnisse sind in den Spalten (1) und (2) von Tabelle 5 zusammengestellt. Sie deuten darauf hin, dass der Effekt der bedingten Notenbankfähigkeit kaum beeinflusst wird: Er schrumpft leicht auf 14 Basispunkte, bleibt aber signifikant. Eine Reaktion der Spreads auf Staatsanleihezinsen auf die Herabstufung im November 2004 ist dagegen nicht festzustellen. Daraus lässt sich schließen, dass unsere Schätzungen tatsächlich den Effekt der bedingten Zulassungsfähigkeit erfassen und nicht den Effekt von vorherigen Ratingabstufungen.

10 Um Endogenitätsprobleme zu umgehen, wird Griechenland aus der Stichprobe ausgeschlossen. Unter der Annahme, dass Herabstufungen eine Signalwirkung haben, die Informationen über die Eurozone als Ganzes vermittelt, was während der Finanzkrise als plausibel erachtet wurde, könnte die Herabstufung Griechenlands bis nahe an die spätere Schwelle von A- die Anleger dazu veranlasst haben, auch von anderen Ländern differenzierte Prämien zu verlangen.

Wirkungsmechanismen der bedingten Notenbankfähigkeit (kontinuierlich)

	Spread						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
SL^{2005M7} × *Correlation*	−0.5388***	0.0719	−0.8340***	−0.5381***	−0.5083***	−0.3825	−0.5426***
	(0.1518)	(0.1656)	(0.2940)	(0.1358)	(0.1100)	(0.2621)	(0.1386)
SL^{2005M7} × AAA^{2005M6}	−0.0328						
	(0.0672)						
SL^{2005M7} × $Debt^{2005M6}$		−0.0004					
		(0.0005)					
SL^{2005M7} × $Budget^{2005M6}$			0.0042				
			(0.0043)				
SL^{2005M7} × $PBudget^{2005M6}$				0.0307**			
				(0.0148)			
SL^{2005M7} × $Growth^{2005M6}$					−0.0069		
					(0.0338)		
SL^{2005M7} × CA^{2005M6}						0.0097	
						(0.0082)	
SL^{2005M7} × $REER^{2005M6}$							−0.0335*
							(0.0178)
Time FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Interacted Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.953	0.933	0.944	0.950	0.945	0.951	0.951
Observations	144	144	144	144	144	144	144

Anmerkung: Diese Tabelle zeigt Schätzungen zu den Auswirkungen des SL-Ereignisses auf die Spreads von Staatsanleihen der Peripherieländer im Vergleich zu denen der Kernländer bzw. im Vergleich zu Ländern mit unterschiedlichen makrofiskalischen Fundamentaldaten im Zeitraum 2005M1–2006M12. Die entsprechende Regressionsgleichung ist (4). Die Ergebnisvariable ist der länderspezifische Renditespread einer Staatsanleihe mit zehnjähriger Laufzeit im Vergleich zu Deutschland. Bei den Behandlungsvariablen handelt es sich um Interaktionen zwischen einem Zeitdummy, der ab dem Zeitpunkt der Ankündigung der Single List in 2005M7 gleich eins ist, und der kontinuierlichen Schockkorrelationsvariable sowie, je Spalte, dem Niveau eines makrofiskalischen Fundamentalfaktors im Monat vor dem SL-Ereignis. Weitere Kontrollen werden sowohl unabhängig als auch interagiert mit dem Zeitdummy vorgenommen. Alle Regressionen enthalten feste Zeit- und Ländereffekte. Die Standardfehler in Klammern sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Die Sterne zeigen das 10%-, 5%- bzw. 1%-Signifikanzniveau an.

Dezernat Zukunft
Institut für Makrofinanzen

Tabelle 4

Viertens bewerten wir unsere Ergebnisse, indem wir untersuchen, wie die Spreads im kurzfristigen Zeitraum um das SL-Ereignis herum reagierten. Wir verwenden die folgenden zwei Gleichungen auf Basis täglicher Daten:

$$Spread_{ct} = \alpha_t + \beta \times Periphery_c \times SL_t^{22jul2005} + \gamma \times X_{ct} + \varepsilon_{ct} \quad (7)$$

$$Spread_{ct} = \alpha_t + \beta \times Correlation_c \times SL_t^{22jul2005} + \gamma \times X_{ct} + \varepsilon_{ct} \quad (8)$$

Es gibt zwei wesentliche Unterschiede zu den vorherigen Modellen. Da die Variation der makrofiskalischen Fundamentaldaten auf der Tagesebene innerhalb eines engen Zeitrahmens um das Ereignis herum begrenzt ist, lassen wir zunächst interagierende Kontrollen weg. Zweitens verzichten wir auf feste Ländereffekte, da unsere Kontrollvariablen die länderspezifischen Besonderheiten recht gut berücksichtigen. Die Berechnung wird sowohl für ein Zeitfenster von 14 Tagen als auch für ein Zeitfenster von vier Monaten durchgeführt. Die Ergebnisse sind in den Spalten (3) bis (6) von Tabelle 5 aufgeführt.

Placebo- und Robustheitstest

	Spread					
	2004M1–2005M12		+/– 7 days		+/– 2 months	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$SL^{22jul2005}$ × *Periphery*	0.1366**		0.0117		0.0135**	
	(0.0571)		(0.0132)		(0.0058)	
$SL^{22jul2005}$ × *Correlation*		–0.4311**		–0.0016		0.0114
		(0.1663)		(0.0237)		(0.0116)
$SL^{2004M11}$ × *Periphery*	0.0126					
	(0.0106)					
$SL^{2004M11}$ × *Correlation*		–0.0478				
		(0.0329)				
Time FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	No	No	No	No
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Interacted Controls	Yes	Yes	No	No	No	No
Adj. R^2	0.883	0.884	0.805	0.803	0.767	0.765
Observations	144	144	88	88	712	712

Anmerkung: Die Spalten (1) und (2) dieser Tabelle zeigen Schätzungen zu den Auswirkungen des SL-Ereignisses auf die Spreads auf Staatsanleihezinsen der Peripherieländer im Verhältnis zu denen der Kernländer in zwei Monaten im Zeitraum 2004M1–2005M12. Die Ergebnisvariable ist der länderspezifische Renditespread einer Staatsanleihe mit zehnjähriger Laufzeit im Vergleich zu Deutschland. Bei den Behandlungsvariablen handelt es sich um Interaktionen zwischen zwei Zeitdummies, die ab dem Zeitpunkt der Ankündigung der Single List 2005M7 bzw. zum Zeitpunkt der letzten Herabstufung des Ratings eines Euro-Landes vor dem SL-Ereignis 2004M11 gleich eins sind, und entweder einem binären Peripherie-Dummy oder einer kontinuierlichen Schockkorrelationsvariable. Weitere Kontrollen werden sowohl unabhängig als auch interagiert mit den Zeitdummies hinzugefügt. Spalte (1) enthält die Koeffizienten für die binäre Behandlungsvariable, Spalte (2) die Koeffizienten für die kontinuierliche Behandlungsvariable. Die Regressionen in den Spalten (1) und (2) enthalten feste Zeit- und Ländereffekte. Die Spalten (3) bis (6) dieser Tabelle enthalten Berechnungen zu den Auswirkungen des SL-Ereignisses auf die Spreads auf Staatsanleihezinsen der Peripherieländer im Vergleich zu denen der Kernländer innerhalb von 14 Tagen bzw. vier Monaten nach der Ankündigung am 22. Juli 2005. Die entsprechenden Regressionsgleichungen lauten (7) und (8). Die Ergebnisvariable ist der länderspezifische Renditespread einer Staatsanleihe mit zehnjähriger Laufzeit im Vergleich zu Deutschland. Bei der Behandlungsvariable handelt es sich um die Interaktion zwischen einem Zeitdummy, der ab dem 22. Juli 2005 gleich eins ist, und entweder einem binären Peripherie-Dummy oder einer kontinuierlichen Schockkorrelationsvariable. Es werden weitere Kontrollen hinzugefügt. Spalten (3) und (5) enthalten Koeffizienten für die binäre Behandlungsvariable, Spalten (4) und (6) Koeffizienten für die kontinuierliche Behandlungsvariable. Die Regressionen in den Spalten (3) bis (6) enthalten feste Zeiteffekte. Die Standardfehler in Klammern sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Die Sterne zeigen das 10%-, 5%- bzw. 1%-Signifikanzniveau an.

Tabelle 5

Wir finden keine signifikante Reaktion der Spreads auf Staatsanleihezinsen der Peripherieländer im Vergleich zu denen der Kernländer innerhalb von sieben Tagen vor und nach dem SL-Ereignis. Es scheint also keine unmittelbare Marktreaktion auf die neuen Sicherheitenvorschriften gegeben zu haben. Der früheste von uns dokumentierte Effekt tritt jedoch zwei Monate nach dem Ereignis auf. Obwohl die Berechnung nur dann signifikant ist, wenn das binäre Expositionsrisiko verwendet wird, deutet sie darauf hin, dass die Länder der Peripherie innerhalb von zwei Monaten nach dem Ereignis einen relativen Anstieg der Spreads um etwa eineinhalb Basispunkte zu verzeichnen hatten.

6. Abschließende Bemerkungen

Seit Einführung des Euro haben die Märkte für Staatsanleihen im Euroraum verschiedene Phasen der Kreditrisikowahrnehmung durchlaufen. Galten Staatsanleihen zunächst als risikofrei, so sind seit der zweiten Hälfte der 2000er-Jahre Spreads entstanden, die seither nicht mehr zurückgegangen sind. Die Literatur hat zwar eine Fülle von Ergebnissen zu den Bestimmungsfaktoren der Spreads auf Staatsanleihezinsen während und nach der Finanzkrise hervorgebracht, doch fehlt noch immer ein umfassendes Verständnis der Ursachen, die sie überhaupt hervorgerufen haben.

In diesem Paper weisen wir nach, dass die Spreads auf Staatsanleihezinsen in der Eurozone Mitte der 2000er-Jahre als Folge der bedingten Notenbankfähigkeit von Staatsanleihen entstanden sind, die eine zentrale Komponente der 2005 erfolgten Überarbeitung des Sicherheitenrahmens der EZB, des sogenannten einheitlichen Sicherheitenverzeichnisses, darstellt. Durch die veränderte Sicherheitenpolitik kam es zu Renditeunterschieden in Form von Peripherieprämien. Insbesondere Länder, deren Konjunkturzyklen deutlich vom Durchschnitt des Euroraums abweichen, die sogenannte Peripherie, verzeichneten als Reaktion auf das Ereignis höhere Spreads als die Kernländer. Dieser Mechanismus dominiert den fundamentalen Mechanismus, der höhere Spreads mit ungünstigen makroökonomischen und fiskalischen Fundamentaldaten in Verbindung bringt.

Unsere Ergebnisse tragen zur Debatte über den weiteren Ausbau der Währungsunion bei. Sie stellen frühere Erkenntnisse infrage, wonach die Spreads auf Staatsanleihezinsen in erster Linie grundlegende makroökonomische und fiskalische Entwicklungen widerspiegeln. Dieser Gedanke liegt zwei konstitutiven EU-Rechtsgrundsätzen zugrunde: der No-Bailout-Norm (Art. 125 AEUV) und der No-Monetary-State-Financing-Norm (Art. 123 AEUV). Eine bedingungslose finanzielle Unterstützung muss nach dieser Auffassung ausgeschlossen sein, da sonst die von Spreads ausgehenden Marktsignale gestört und die dadurch geschaffenen Anreize für eine umsichtige Politik zur Verbesserung der wirtschaftlichen und fiskalischen Fundamentaldaten unterlaufen würden.

Wenn die Spreads auf Staatsanleihezinsen in der Eurozone jedoch nicht auf makro-fiskalische Fundamentaldaten, sondern auf institutionelle Veränderungen und Unterschiede in Konjunkturzyklen zwischen den Mitgliedstaaten zurückzuführen sind, stellt sich die Frage, ob Spreads geeignet sind, Anreize für eine optimale Wirtschaftspolitik zu schaffen. Ein eindeutiger Nachweis ihrer Wirksamkeit als konstruktiver Anreiz wäre notwendig, wenn man berücksichtigt, dass Spreads mit erheblichen makroökonomischen Kosten verbunden sind (Bahaj 2020).

Daher betont dieses Paper die Bedeutung des institutionellen Aufbaus der Eurozone und will zu einer politischen Diskussion über den zukünftigen fiskalischen und monetären Rahmen anregen. Ist eine fiskalische Disziplinierung durch Marktdruck vorzuziehen, auch wenn weniger kostspielige Gleichgewichte mit geringeren Spreads durch die institutionelle Ausgestaltung aufrechterhalten werden könnten? Oder hat sich die fiskalische Überwachung durch den SWP als unzureichend erwiesen, sodass eine marktbasierte Disziplinierung unabdingbar ist? Diese Fragen sind Gegenstand laufender Diskussionen. Dieses Paper kann somit einen Beitrag zur Debatte leisten und die Erkenntnislücke in Bezug auf das Länderrisiko im Euroraum schließen.

Anhang

A Chronologie der Entstehung des einheitlichen Sicherheitenverzeichnisses

Aufbauend auf der von van 't Klooster (2021) vorgelegten Chronologie wollen wir kurz darlegen, wie fiskalische Überlegungen zur Schaffung des einheitlichen Sicherheitenverzeichnisses beigetragen haben. Ausgangspunkt war der Bericht des Delors-Ausschusses aus dem Jahr 1988 über die Notwendigkeit fiskalischer Auflagen im sich entwickelnden europäischen Währungssystem. Der Bericht vertrat die Auffassung, dass die Anleihemärkte angesichts der hohen Preisvolatilität und ihrer Anfälligkeit für abrupte Marktschwankungen (Minsky 1986, Aliber & Kindleberger 2015) nicht als Regulierungsinstrument für die nationale Fiskalpolitik geeignet waren. Stattdessen sollten die Auflagen, die nötig waren, um die in einer Währungsunion erforderliche Koordinierung zu erreichen, durch fiskalische Regeln umgesetzt werden. Diese Regeln wurden erstmals 1992 im Vertrag von Maastricht formuliert und im SWP von 1997 weiterentwickelt. Seitdem gelten für die Mitgliedstaaten quantitative Kriterien für die Verschuldung und das jährliche Defizit sowie ein Verbot der monetären Finanzierung durch die EZB und von zwischenstaatlichen Bailouts.

Dennoch blieben Staatsanleihen ein wichtiges Finanzinstrument für die Geldpolitik. Da sie für das Funktionieren der Finanzmärkte von entscheidender Bedeutung sind, wurden sie von privaten Finanzinstituten gegen Zentralbankgeld als Sicherheiten verpfändet. Wie sie in diesem Zusammenhang behandelt werden sollten, war Ende der 1990er-Jahre Gegenstand einer Debatte innerhalb des Eurosystems. Auf der einen Seite sprachen sich einige dafür aus, private Ratings zur Beurteilung der Kreditwürdigkeit zu nutzen, während andererseits eine Gruppe nationaler Zentralbanken unter Führung der Deutschen Bundesbank die Übertragung von Befugnissen an private Institutionen skeptisch beurteilte. Sie schlugen vor, den SWP zu nutzen und konsequent durchzusetzen, um sicherzustellen, dass staatliche Kreditnehmer ausreichend kreditwürdig sind. Im April 1997 einigten sich die beiden Seiten auf einen Kompromiss: Es sollte ein Mindestrating für Staatsanleihen eingeführt werden, das jedoch nicht genutzt wurde, da es geheim gehalten wurde.

Nachdem der Stabilitäts- und Wachstumspakt Anfang der 2000er-Jahre von Deutschland und Frankreich aufgeweicht worden war, stand die Vereinbarung zur Disposition. Es gab viele Stimmen, die eine Verschärfung der fiskalischen Auflagen forderten, einschließlich einer größeren Rolle für die Sanktionierung durch den Markt (Buiter & Sibert 2005, Fells 2005). Im Juli 2005 gab die EZB schließlich die im Delors-Bericht vorgeschlagene Position auf und veröffentlichte den Beschluss, den Haircut von Staatsanleihen von den Ratings der Kreditagenturen abhängig zu machen. Im November desselben Jahres wurde die Mindestanforderung an das Rating mit A- auf einer konventionellen Skala festgelegt.

B Weitere Abbildungen und Tabellen

B.1 Daten und Variablen

Variablen

Variable name	Description	Frequency	Source
Spread	Spread between yields on government bonds with a ten-year maturity of euro area countries and Germany	Monthly	Eurostat
Periphery	Binary periphery indicator equal to 0 if a country forms part of the core euro area and to 1 if a country forms part of the periphery euro area		Assignment to core and periphery following Bayoumi & Eichengreen (1992a, b)
Correlation	Correlation of supply shocks between euro area countries and Germany		(Bayoumi & Eichengreen, 1992b), Funke (1997) (only Austria)
SL^{YYYYMM}	Binary Single List time dummy equal to 0 for periods prior to YYYYMM and to 1 for periods thereafter		
AAA	Binary sovereign credit rating indicator equal to 0 if a country is rated below AAA and to 1 if a country is rated AAA		S&P Global Ratings, Moody's, Fitch
Rating	Numerical variable of sovereign credit ratings in the interval from 0 to 23 where each number corresponds to a rating on the S&P Global Ratings scale or Moody's and Fitch equivalents with 0 corresponding to default and 23 corresponding to an AAA rating		S&P Global Ratings, Moody's, Fitch
Debt	Stock of outstanding government debt divided by GDP	Quarterly	Eurostat
Budget	Budget balance divided by GDP	Quarterly	IMF International Financial Statistics
PBudget	Primary budget balance divided by GDP	Annual	IMF Government Finance Statistics
Growth	Annual growth rate of GDP	Quarterly	OECD Quarterly National Accounts
CA	Current account balance divided by GDP	Quarterly	OECD Main Economic Indicators
REER	Real effective exchange rate index based on consumer price index	Monthly	IMF International Financial Statistics
Liquidity	Gross government debt issuance divided by total euro area gross government debt issuance	Monthly	ECB Statistical Data Warehouse

Anmerkung: Diese Tabelle bietet einen Überblick über die in den Regressionen verwendeten Variablen.

Dezernat Zukunft
Institut für Makrofinanzen

Tabelle 6

Deskriptive Statistiken

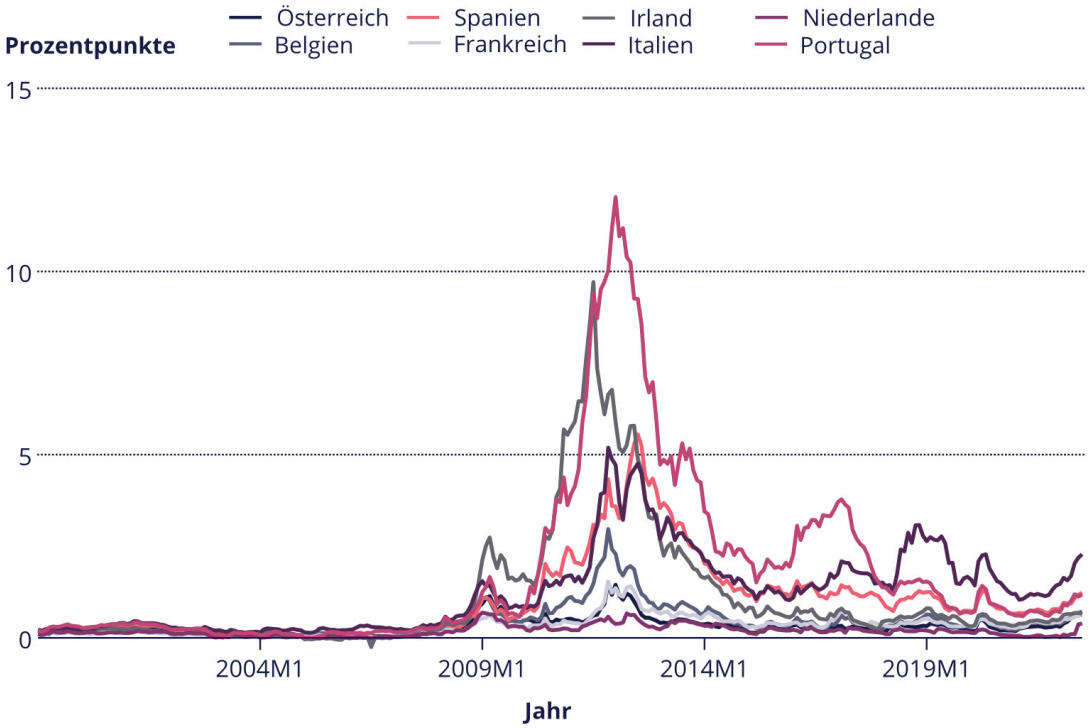
	Mean	SD	Min	Max	*N*
Spread	0.066	0.086	–0.250	0.340	192
Debt	66.737	25.716	23.600	110.900	192
Budget	–1.570	4.497	–17.978	8.804	192
PBudget	1.872	1.455	–0.567	4.710	168
Growth	2.800	1.476	0.365	6.806	192
CA	–1.312	5.603	–11.709	9.635	192
REER	102.214	1.682	98.467	106.575	192
Liquidity	10.958	10.536	0.000	35.517	168

Anmerkung: Diese Tabelle enthält deskriptive Statistiken zu Spreads, einer Reihe von makro-fiskalischen Fundamentaldaten und der Liquidität über den Analysezeitraum 2005M1–2006M12, die für die Analyse im Haupttext verwendet wurden.

Dezernat Zukunft
Institut für Makrofinanzen

Tabelle 7

Spreads auf Staatsanleihezinsen im Euroraum nach Ländern



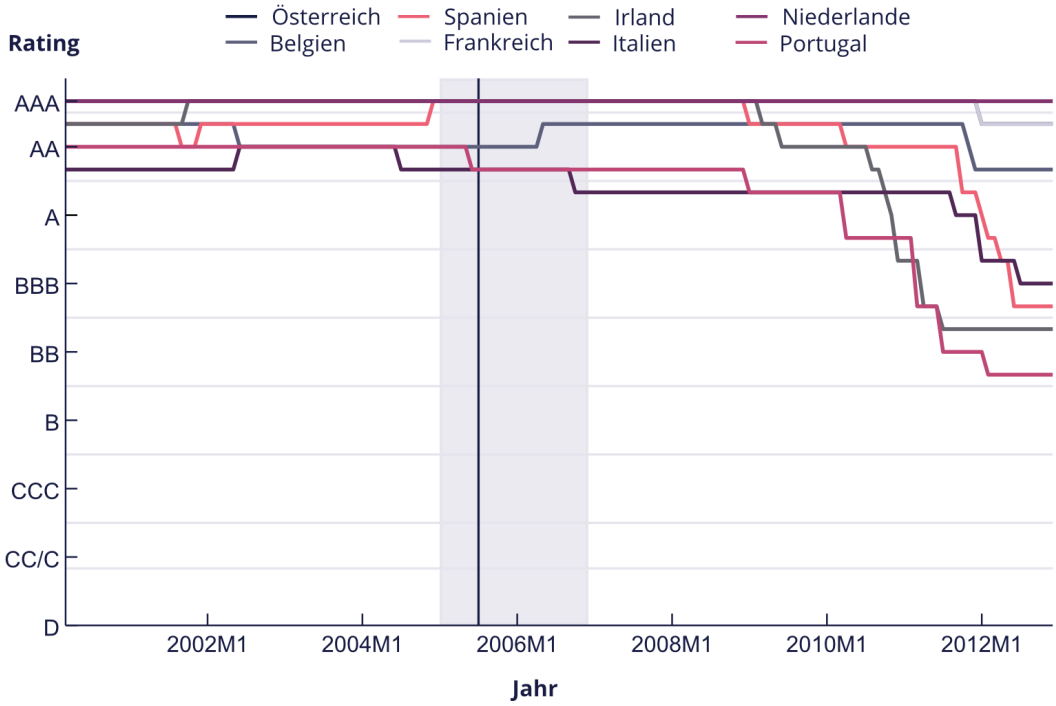
Anmerkung: Diese Abbildung zeigt die Entwicklung der Spreads auf die Renditen zehnjähriger Staatsanleihen von ausgewählten Eurostaaten im Zeitraum 1999M1–2019M12 in Prozentpunkten.

Dezernat Zukunft
Institut für Makrofinanzen

Abbildung 4

B.2 Bonitätsbewertungen von Staaten

Bonitätsbewertungen von ausgewählten Eurostaaten

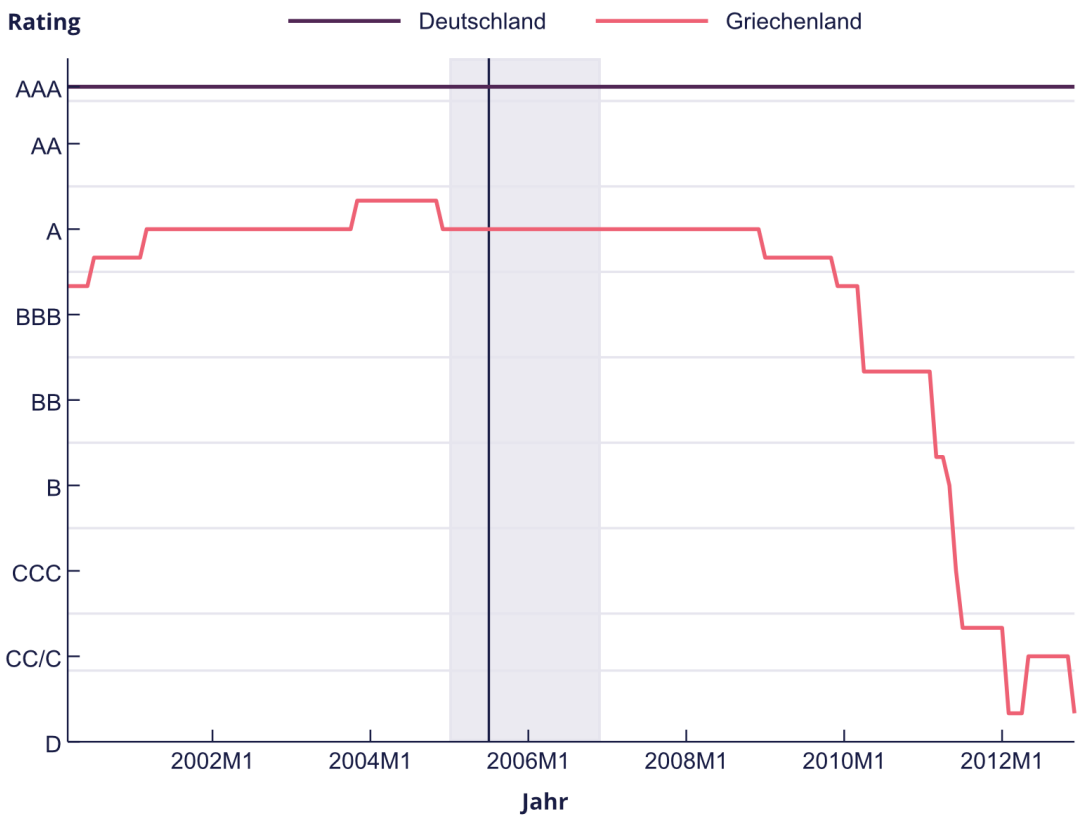


Anmerkung: Diese Abbildung zeigt die Entwicklung der Kreditratings der Länder des Euroraums, die in die Analyse im Haupttext einbezogen wurden, im Zeitraum 2003M1–2012M12. Die Abbildung enthält nur die von S&P Global Ratings, Moody's oder Fitch vergebenen Ratings, wobei zu jedem Zeitpunkt das niedrigste von einer dieser Institutionen vergebene Rating angegeben wird. Die vertikale Linie bei 2005M7 markiert den Zeitpunkt der Ankündigung des SL-Ereignisses. Der schattierte Bereich zeigt den Analysezeitraum 2005M1–2006M12. Die horizontalen Linien grenzen die Bewertungsbereiche ab.

Dezernat Zukunft
Institut für Makrofinanzen

Abbildung 5

Bonitätsbewertungen von Deutschland und Griechenland



Anmerkung: Diese Abbildung zeigt die Entwicklung der Kreditratings von Deutschland und Griechenland im Zeitraum 2003M1–2012M12. Die Abbildung enthält nur die von S&P Global Ratings, Moody's oder Fitch vergebenen Ratings, wobei zu jedem Zeitpunkt das niedrigste von einer dieser Institutionen vergebene Rating angegeben wird. Die vertikale Linie bei 2005M7 markiert den Zeitpunkt der Ankündigung des SL-Ereignisses. Der schattierte Bereich zeigt den Analysezeitraum 2005M1–2006M12. Die horizontalen Linien grenzen die Bewertungsbereiche ab.

Dezernat Zukunft
Institut für Makrofinanzen

Abbildung 6

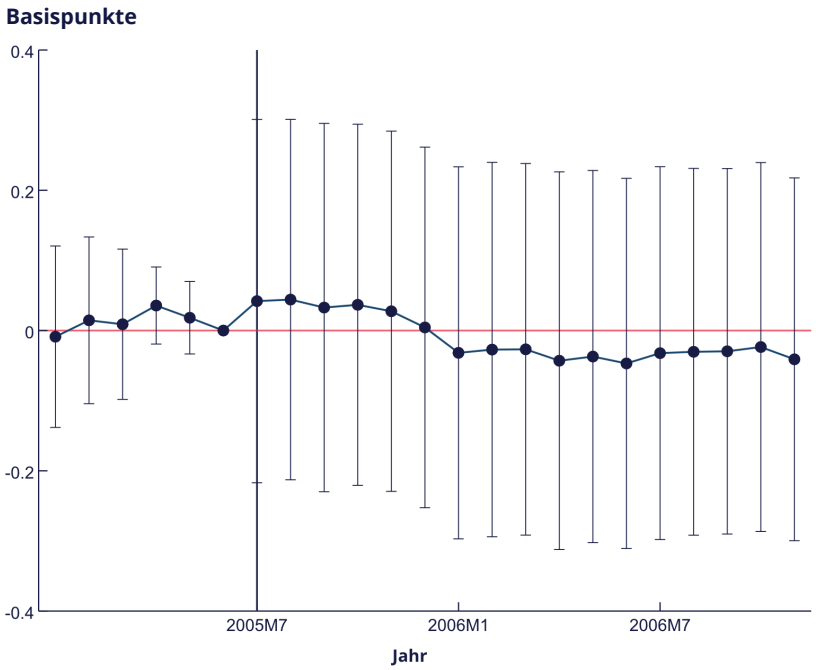
Spreads auf Staatsanleihezinsen und die Single List (ratingbasierter Vergleich)

	Spread			
	(1)	(2)	(3)	(4)
SL^{2005M7} × *AAA*	−0.0528***	0.0593		
	(0.0125)	(0.0652)		
SL^{2005M7} × *Rating*			−0.0179***	−0.0063
			(0.0041)	(0.0092)
Debt	−0.0012	0.0064	−0.0012	0.0009
	(0.0053)	(0.0078)	(0.0053)	(0.0065)
$Debt^2$	0.0001***	0.0000	0.0001**	0.0001
	(0.0000)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0000)
Budget	0.0017***	0.0037***	0.0017***	0.0035***
	(0.0006)	(0.0005)	(0.0006)	(0.0005)
PBudget	−0.0071	−0.0350*	−0.0028	−0.0463***
	(0.0050)	(0.0209)	(0.0050)	(0.0166)
Growth	0.0105	0.0458***	0.0053	0.0495***
	(0.0081)	(0.0134)	(0.0082)	(0.0133)
CA	−0.0003	−0.0006	0.0005	0.0030
	(0.0038)	(0.0047)	(0.0037)	(0.0042)
REER	0.0014	0.0330**	−0.0003	0.0269**
	(0.0048)	(0.0143)	(0.0047)	(0.0123)
Liquidity	0.0005	0.0006	0.0009	0.0007
	(0.0007)	(0.0006)	(0.0007)	(0.0006)
SL^{2005M7} × *Debt*		0.0021		0.0082*
		(0.0069)		(0.0048)
SL^{2005M7} × $Debt^2$		−0.0000		−0.0001*
		(0.0001)		(0.0000)
SL^{2005M7} × *Budget*		−0.0043***		−0.0042***
		(0.0009)		(0.0009)
SL^{2005M7} × *PBudget*		0.0218		0.0326**
		(0.0196)		(0.0163)
SL^{2005M7} × *Growth*		−0.0833***		−0.0891***
		(0.0162)		(0.0154)
SL^{2005M7} × *CA*		0.0046		0.0015
		(0.0044)		(0.0031)
SL^{2005M7} × *REER*		−0.0223		−0.0155
		(0.0144)		(0.0123)
Time FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.925	0.951	0.925	0.950
Observations	144	144	144	144

Anmerkung: Diese Tabelle zeigt Schätzungen zu den Auswirkungen des SL-Ereignisses auf die Spreads auf Staatsanleihezinsen von Ländern mit AAA-Rating im Vergleich zu Ländern mit einem niedrigeren Rating als AAA im Zeitraum 2005M1–2006M12. Die Ergebnisvariable ist der länderspezifische Renditespread einer Staatsanleihe mit zehnjähriger Laufzeit im Vergleich zu Deutschland. Bei der Behandlungsvariable handelt es sich um die Interaktion zwischen einem Zeitdummy, der ab dem Zeitpunkt der Ankündigung der Single List in 2005M7 gleich eins ist, und entweder einem binären Prime-Rating-Dummy oder einer kontinuierlichen Ratingvariable. Weitere Kontrollen werden in den Spalten (1) und (3) unabhängig voneinander hinzugefügt und in den Spalten (2) und (4) mit dem Zeitdummy interagiert. Spalten (1) und (2) zeigen Koeffizienten für die binäre Behandlungsvariable, Spalten (3) und (4) für die kontinuierliche Behandlungsvariable. Alle Regressionen enthalten feste Zeit- und Ländereffekte. Die Standardfehler in Klammern sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Die Sterne zeigen das 10%-, 5%- bzw. 1%-Signifikanzniveau an.

Koeffizienten im Zeitraum um das SL-Ereignis (ratingbasierter Vergleich)

In Basispunkten



Anmerkung: Diese Abbildung zeigt die Regressionskoeffizienten und Konfidenzintervalle für die Differenz der Spreads zwischen Ländern mit einem niedrigeren Rating als AAA und Ländern mit einem AAA-Rating in jedem Monat rund um das SL-Ereignis. Der Koeffizient ist zum Zeitpunkt 2005M6, d. h. im Monat vor dem SL-Ereignis, auf null normiert. Die vertikalen Linien geben 99%-Konfidenzintervalle auf der Grundlage von Standardfehlern an, die gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation robust sind. Die vertikale Linie bei 2005M7 markiert die Ankündigung des SL-Ereignisses.

Dezernat Zukunft
Institut für Makrofinanzen

Abbildung 7

B.3 Robustheit

Spreads auf Staatsanleihezinsen und die Single List (inkl. Kontinuierlicher Ratingvariable)

	Spread			
	(1)	(2)	(3)	(4)
SL^{2005M7} × *Periphery*	0.0304*	0.1671***		
	(0.0158)	(0.0400)		
SL^{2005M7} × *Correlation*			−0.0915**	−0.5183***
			(0.0438)	(0.1401)
Rating	−0.0018	0.0391	−0.0017	0.0143
	(0.0103)	(0.0387)	(0.0103)	(0.0391)
Debt	0.0042	−0.0089	0.0037	−0.0113
	(0.0050)	(0.0084)	(0.0049)	(0.0086)
$Debt^2$	0.0000	0.0001**	0.0000	0.0001**
	(0.0000)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0001)
Budget	0.0019***	0.0032***	0.0019***	0.0031***
	(0.0007)	(0.0005)	(0.0007)	(0.0005)
PBudget	−0.0053	−0.0158	−0.0055	−0.0437**
	(0.0056)	(0.0193)	(0.0056)	(0.0177)
Growth	0.0059	0.0067	0.0055	0.0064
	(0.0090)	(0.0141)	(0.0090)	(0.0146)
CA	−0.0056	−0.0110**	−0.0053	−0.0093*
	(0.0035)	(0.0047)	(0.0034)	(0.0049)
REER	−0.0111	0.0322***	−0.0098	0.0272**
	(0.0068)	(0.0117)	(0.0062)	(0.0117)
Liquidity	0.0007	0.0009	0.0007	0.0009
	(0.0008)	(0.0006)	(0.0008)	(0.0006)
SL^{2005M7} × *Rating*		−0.0503		−0.0242
		(0.0384)		(0.0385)
SL^{2005M7} × *Debt*		0.0199**		0.0226***
		(0.0079)		(0.0083)
SL^{2005M7} × $Debt^2$		−0.0002**		−0.0002**
		(0.0001)		(0.0001)
SL^{2005M7} × *Budget*		−0.0039***		−0.0038***
		(0.0009)		(0.0009)
SL^{2005M7} × *PBudget*		0.0037		0.0315*
		(0.0183)		(0.0167)
SL^{2005M7} × *Growth*		−0.0522***		−0.0507***
		(0.0155)		(0.0157)
SL^{2005M7} × *CA*		0.0179***		0.0159***
		(0.0053)		(0.0054)
SL^{2005M7} × *REER*		−0.0195*		−0.0146
		(0.0112)		(0.0113)
Time FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.914	0.953	0.914	0.953
Observations	144	144	144	144

Anmerkung: Diese Tabelle zeigt Schätzungen zu den Auswirkungen des SL-Ereignisses auf die Spreads auf Staatsanleihezinsen der Peripherieländer im Vergleich zu denen der Kernländer im Zeitraum 2005M1–2006M12. Die entsprechenden Regressionsgleichungen sind (1) und (2). Die Ergebnisvariable ist der länderspezifische Renditespread einer Staatsanleihe mit zehnjähriger Laufzeit im Vergleich zu Deutschland. Bei der Behandlungsvariable handelt es sich um die Interaktion zwischen einem Zeitdummy, der ab dem Zeitpunkt der Ankündigung der Single List 2005M7 gleich eins ist, und entweder einem binären Peripherie-Dummy oder einer kontinuierlichen Schockkorrelationsvariable. Weitere Kontrollen werden in den Spalten (1) und (3) unabhängig voneinander hinzugefügt und in den Spalten (2) und (4) mit dem Zeitdummy interagiert. Das Kreditrating wird durch eine kontinuierliche Ratingvariable berücksichtigt. Spalten (1) und (2) zeigen Koeffizienten für die binäre Behandlungsvariable, Spalten (3) und (4) für die kontinuierliche Behandlungsvariable. Alle Regressionen enthalten feste Zeit- und Ländereffekte. Die Standardfehler in Klammern sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Die Sterne zeigen das 10%-, 5%- bzw. 1%-Signifikanzniveau an.

Spreads auf Staatsanleihezinsen und die Single List (2004M7–2007M7)

	Spread			
	(1)	(2)	(3)	(4)
SL^{2005M7} × *Periphery*	0.0352***	0.1039**		
	(0.0104)	(0.0405)		
SL^{2005M7} × *Correlation*			−0.1094***	−0.3217**
			(0.0289)	(0.1303)
Debt	0.0057*	−0.0023	0.0052*	−0.0021
	(0.0030)	(0.0055)	(0.0030)	(0.0055)
$Debt^2$	0.0000	0.0001*	0.0000	0.0001*
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Budget	0.0010**	0.0033***	0.0010**	0.0033***
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)
PBudget	−0.0174***	−0.0244***	−0.0170***	−0.0235***
	(0.0025)	(0.0035)	(0.0024)	(0.0036)
Growth	0.0020	0.0162*	0.0021	0.0117
	(0.0046)	(0.0096)	(0.0045)	(0.0113)
CA	−0.0045**	−0.0078**	−0.0040*	−0.0097**
	(0.0021)	(0.0033)	(0.0021)	(0.0038)
REER	−0.0045	0.0125**	−0.0030	0.0180***
	(0.0035)	(0.0058)	(0.0032)	(0.0060)
Liquidity	0.0003	0.0001	0.0003	0.0002
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)
SL^{2005M7} × *AAA*		−0.1050**		−0.0614
		(0.0525)		(0.0464)
SL^{2005M7} × *Debt*		0.0115**		0.0101*
		(0.0057)		(0.0053)
SL^{2005M7} × $Debt^2$		−0.0001**		−0.0001*
		(0.0000)		(0.0000)
SL^{2005M7} × *Budget*		−0.0037***		−0.0036***
		(0.0008)		(0.0008)
SL^{2005M7} × *PBudget*		0.0073		0.0074
		(0.0047)		(0.0047)
SL^{2005M7} × *Growth*		−0.0274**		−0.0207*
		(0.0109)		(0.0123)
SL^{2005M7} × *CA*		0.0071**		0.0093**
		(0.0029)		(0.0037)
SL^{2005M7} × *REER*		0.0018		−0.0046
		(0.0063)		(0.0062)
TimeFE	Yes	Yes	Yes	Yes
CountryFE	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.912	0.935	0.914	0.935
Observations	144	144	144	144

Anmerkung: Diese Tabelle zeigt Schätzungen zu den Auswirkungen des SL-Ereignisses auf die Spreads von Staatsanleihen der Peripherieländer im Vergleich zu denen der Kernländer im Zeitraum 2004M7–2007M7. Die entsprechenden Regressionsgleichungen sind (1) und (2). Die abhängige Variable ist der länderspezifische Renditespread einer Staatsanleihe mit zehnjähriger Laufzeit im Vergleich zu Deutschland. Bei der Behandlungsvariable handelt es sich um die Interaktion zwischen einem Zeitdummy, der ab dem Zeitpunkt der Ankündigung der Single List in 2005M7 gleich eins ist, und entweder einem binären Peripherie-Dummy oder einer kontinuierlichen Schockkorrelationsvariable. Weitere Kontrollen werden in den Spalten (1) und (3) unabhängig voneinander hinzugefügt und in den Spalten (2) und (4) mit dem Zeitdummy interagiert. Spalten (1) und (2) zeigen Koeffizienten für die binäre Behandlungsvariable, Spalten (3) und (4) für die kontinuierliche Behandlungsvariable. Alle Regressionen enthalten feste Zeit- und Ländereffekte. Die Standardfehler in Klammern sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Die Sterne zeigen das 10%-, 5%- bzw. 1%-Signifikanzniveau an.

Wirkungsmechanismen der bedingten Notenbankfähigkeit (binär, 2004M7–2007M7)

	Spread						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
SL^{2005M7} × *Periphery*	0.1039**	0.0511**	0.1083*	0.1116*	0.1099***	0.0729	0.0768*
	(0.0405)	(0.0245)	(0.0608)	(0.0612)	(0.0377)	(0.0503)	(0.0424)
SL^{2005M7} × AAA^{2005M6}	−0.1050**						
	(0.0525)						
SL^{2005M7} × $Debt^{2005M6}$		0.0001					
		(0.0006)					
SL^{2005M7} × $Budget^{2005M6}$			0.0031				
			(0.0066)				
SL^{2005M7} × $PBudget^{2005M6}$				−0.0344*			
				(0.0204)			
SL^{2005M7} × $Growth^{2005M6}$					−0.0242		
					(0.0189)		
SL^{2005M7} × CA^{2005M6}						0.0045	
						(0.0035)	
SL^{2005M7} × $REER^{2005M6}$							−0.0100
							(0.0108)
TimeFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
CountryFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
InteractedControls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.935	0.922	0.925	0.909	0.933	0.933	0.932
Observations	144	144	144	144	144	144	144

Anmerkung: Diese Tabelle zeigt Schätzungen zu den Auswirkungen des SL-Ereignisses auf die Spreads von Staatsanleihen der Peripherieländer im Vergleich zu denen der Kernländer bzw. im Vergleich zu Ländern mit unterschiedlichen makrofiskalischen Fundamentaldaten im Zeitraum 2004M7–2007M7. Die entsprechende Regressionsgleichung ist (3). Die Ergebnisvariable ist der länderspezifische Renditespread einer Staatsanleihe mit zehnjähriger Laufzeit im Vergleich zu Deutschland. Bei den Behandlungsvariablen handelt es sich um Interaktionen zwischen einem Zeitdummy, der ab dem Zeitpunkt der Ankündigung der Single List in 2005M7 gleich eins ist, und dem binären Peripherie-Dummy sowie, je Spalte, dem Wert eines makrofiskalischen Fundamentalfaktors im Monat vor dem SL-Ereignis. Weitere Kontrollen werden sowohl unabhängig als auch interagiert mit dem Zeitdummy hinzugefügt. Alle Regressionen enthalten feste Zeit- und Ländereffekte. Die Standardfehler in Klammern sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Die Sterne zeigen das 10%-, 5%- bzw. 1%-Signifikanzniveau an.

Wirkungsmechanismen der bedingten Notenbankfähigkeit (kontinuierlich, 2004M7–2007M7)

	Spread						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
SL^{2005M7} × *Correlation*	−0.3217**	−0.1294	−0.2883*	−0.3673**	−0.2969***	−0.2211	−0.2230**
	(0.1303)	(0.0910)	(0.1692)	(0.1779)	(0.0997)	(0.2106)	(0.1092)
SL^{2005M7} × AAA^{2005M6}	−0.0614						
	(0.0464)						
SL^{2005M7} × $Debt^{2005M6}$		−0.0002					
		(0.0002)					
SL^{2005M7} × $Budget^{2005M6}$			0.0014				
			(0.0024)				
SL^{2005M7} × $PBudget^{2005M6}$				−0.0185			
				(0.0158)			
SL^{2005M7} × $Growth^{2005M6}$					−0.0154		
					(0.0196)		
SL^{2005M7} × CA^{2005M6}						0.0068	
						(0.0058)	
SL^{2005M7} × $REER^{2005M6}$							−0.0205**
							(0.0087)
TimeFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
CountryFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
InteractedControls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.935	0.922	0.926	0.911	0.933	0.933	0.932
Observations	144	144	144	144	144	144	144

Anmerkung: Diese Tabelle zeigt Schätzungen zu den Auswirkungen des SL-Ereignisses auf die Spreads von Staatsanleihen der Peripherieländer im Vergleich zu denen der Kernländer bzw. im Vergleich zu Ländern mit unterschiedlichen makrofiskalischen Fundamentaldaten im Zeitraum 2004M7–2007M7. Die entsprechende Regressionsgleichung ist (4). Die Ergebnisvariable ist der länderspezifische Renditespread einer Staatsanleihe mit zehnjähriger Laufzeit im Vergleich zu Deutschland. Bei den Behandlungsvariablen handelt es sich um Interaktionen zwischen einem Zeitdummy, der ab dem Zeitpunkt der Ankündigung der Single List in 2005M7 gleich eins ist, und der kontinuierlichen Schockkorrelationsvariable sowie, je Spalte, dem Niveau eines makrofiskalischen Fundamentalfaktors im Monat vor dem SL-Ereignis. Weitere Kontrollen werden sowohl unabhängig als auch interagiert mit dem Zeitdummy vorgenommen. Alle Regressionen enthalten feste Zeit- und Ländereffekte. Die Standardfehler in Klammern sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Die Sterne zeigen das 10%-, 5%- bzw. 1%-Signifikanzniveau an.

Spreads auf Staatsanleihezinsen und die Single List (2004M7–2008M8)

	Spread			
	(1)	(2)	(3)	(4)
SL^{2005M7} × *Periphery*	0.0563***	0.2206***		
	(0.0123)	(0.0412)		
SL^{2005M7} × *Correlation*			−0.1764***	−0.6225***
			(0.0342)	(0.1479)
Debt	0.0099***	−0.0199***	0.0090***	−0.0158**
	(0.0026)	(0.0059)	(0.0026)	(0.0064)
$Debt^2$	−0.0001***	0.0001***	−0.0001***	0.0001**
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Budget	0.0001	0.0028***	0.0001	0.0027***
	(0.0005)	(0.0006)	(0.0005)	(0.0006)
PBudget	−0.0081***	−0.0184***	−0.0075***	−0.0167***
	(0.0019)	(0.0037)	(0.0019)	(0.0040)
Growth	−0.0031	0.0044	−0.0028	0.0004
	(0.0047)	(0.0097)	(0.0046)	(0.0121)
CA	0.0056**	−0.0023	0.0061***	−0.0049
	(0.0024)	(0.0035)	(0.0023)	(0.0042)
REER	0.0017	0.0026	0.0033	0.0173***
	(0.0035)	(0.0051)	(0.0032)	(0.0053)
Liquidity	−0.0009	−0.0008	−0.0008	−0.0008
	(0.0008)	(0.0008)	(0.0008)	(0.0007)
SL^{2005M7} × *AAA*		−0.1616***		−0.0653
		(0.0517)		(0.0525)
SL^{2005M7} × *Debt*		0.0267***		0.0216***
		(0.0057)		(0.0060)
SL^{2005M7} × $Debt^2$		−0.0002***		−0.0002***
		(0.0000)		(0.0000)
SL^{2005M7} × *Budget*		−0.0031***		−0.0029***
		(0.0009)		(0.0009)
SL^{2005M7} × *PBudget*		0.0157***		0.0146***
		(0.0041)		(0.0044)
SL^{2005M7} × *Growth*		−0.0151		−0.0094
		(0.0114)		(0.0135)
SL^{2005M7} × *CA*		0.0102***		0.0136***
		(0.0029)		(0.0040)
SL^{2005M7} × *REER*		0.0158**		0.0018
		(0.0061)		(0.0063)
TimeFE	Yes	Yes	Yes	Yes
CountryFE	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.926	0.940	0.927	0.939
Observations	144	144	144	144

Anmerkung: Diese Tabelle zeigt Schätzungen zu den Auswirkungen des SL-Ereignisses auf die Spreads von Staatsanleihen der Peripherieländer im Vergleich zu denen der Kernländer im Zeitraum 2004M7–2008M8. Die entsprechenden Regressionsgleichungen sind (1) und (2). Die abhängige Variable ist der länderspezifische Renditespread einer Staatsanleihe mit zehnjähriger Laufzeit im Vergleich zu Deutschland. Bei der Behandlungsvariable handelt es sich um die Interaktion zwischen einem Zeitdummy, der ab dem Zeitpunkt der Ankündigung der Single List in 2005M7 gleich eins ist, und entweder einem binären Peripherie-Dummy oder einer kontinuierlichen Schockkorrelationsvariable. Weitere Kontrollen werden in den Spalten (1) und (3) unabhängig voneinander hinzugefügt und in den Spalten (2) und (4) mit dem Zeitdummy interagiert. Spalten (1) und (2) zeigen Koeffizienten für die binäre Behandlungsvariable, Spalten (3) und (4) für die kontinuierliche Behandlungsvariable. Alle Regressionen enthalten feste Zeit- und Ländereffekte. Die Standardfehler in Klammern sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Die Sterne zeigen das 10%-, 5%- bzw. 1%-Signifikanzniveau an.

Wirkungsmechanismen der bedingten Notenbankfähigkeit (binär, 2004M7–2008M8)

	Spread						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
SL^{2005M7} × *Periphery*	0.2206***	0.0490**	0.0988	0.2423***	0.2265***	0.2738***	0.2417***
	(0.0412)	(0.0246)	(0.0668)	(0.0580)	(0.0363)	(0.0537)	(0.0454)
SL^{2005M7} × AAA^{2005M6}	−0.1616***						
	(0.0517)						
SL^{2005M7} × $Debt^{2005M6}$		0.0011					
		(0.0007)					
SL^{2005M7} × $Budget^{2005M6}$			−0.0128*				
			(0.0075)				
SL^{2005M7} × $PBudget^{2005M6}$				−0.0083			
				(0.0202)			
SL^{2005M7} × $Growth^{2005M6}$					−0.0027		
					(0.0193)		
SL^{2005M7} × CA^{2005M6}						0.0140***	
						(0.0038)	
SL^{2005M7} × $REER^{2005M6}$							0.0069
							(0.0097)
TimeFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
CountryFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
InteractedControls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.940	0.938	0.939	0.937	0.940	0.936	0.937
Observations	144	144	144	144	144	144	144

Anmerkung: Diese Tabelle zeigt Schätzungen zu den Auswirkungen des SL-Ereignisses auf die Spreads von Staatsanleihen der Peripherieländer im Vergleich zu denen der Kernländer bzw. im Vergleich zu Ländern mit unterschiedlichen makrofiskalischen Fundamentaldaten im Zeitraum 2004M7–2008M8. Die entsprechende Regressionsgleichung ist (3). Die Ergebnisvariable ist der länderspezifische Renditespread einer Staatsanleihe mit zehnjähriger Laufzeit im Vergleich zu Deutschland. Bei den Behandlungsvariablen handelt es sich um Interaktionen zwischen einem Zeitdummy, der ab dem Zeitpunkt der Ankündigung der Single List in 2005M7 gleich eins ist, und dem binären Peripherie-Dummy sowie, je Spalte, dem Wert eines makrofiskalischen Fundamentalfaktors im Monat vor dem SL-Ereignis. Weitere Kontrollen werden sowohl unabhängig als auch interagiert mit dem Zeitdummy hinzugefügt. Alle Regressionen enthalten feste Zeit- und Ländereffekte. Die Standardfehler in Klammern sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Die Sterne zeigen das 10%-, 5%- bzw. 1%-Signifikanzniveau an.

Wirkungsmechanismen der bedingten Notenbankfähigkeit (kontinuierlich, 2004M7–2008M8)

	Spread						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
SL^{2005M7} × *Correlation*	−0.6225***	−0.1032	−0.4918***	−0.6343***	−0.6068***	−0.9169***	−0.5431***
	(0.1479)	(0.0910)	(0.1701)	(0.1580)	(0.1127)	(0.2196)	(0.1385)
SL^{2005M7} × AAA^{2005M6}	−0.0653						
	(0.0525)						
SL^{2005M7} × $Debt^{2005M6}$		0.0004*					
		(0.0002)					
SL^{2005M7} × $Budget^{2005M6}$			−0.0014				
			(0.0027)				
SL^{2005M7} × $PBudget^{2005M6}$				0.0236			
				(0.0178)			
SL^{2005M7} × $Growth^{2005M6}$					0.0183		
					(0.0230)		
SL^{2005M7} × CA^{2005M6}						0.0219***	
						(0.0061)	
SL^{2005M7} × $REER^{2005M6}$							−0.0241***
							(0.0081)
TimeFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
CountryFE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
InteractedControls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj. R^2	0.939	0.937	0.937	0.937	0.938	0.934	0.935
Observations	144	144	144	144	144	144	144

Anmerkung: Diese Tabelle zeigt Schätzungen zu den Auswirkungen des SL-Ereignisses auf die Spreads von Staatsanleihen der Peripherieländer im Vergleich zu denen der Kernländer bzw. im Vergleich zu Ländern mit unterschiedlichen makrofiskalischen Fundamentaldaten im Zeitraum 2004M7–2008M8. Die entsprechende Regressionsgleichung ist (4). Die Ergebnisvariable ist der länderspezifische Renditespread einer Staatsanleihe mit zehnjähriger Laufzeit im Vergleich zu Deutschland. Bei den Behandlungsvariablen handelt es sich um Interaktionen zwischen einem Zeitdummy, der ab dem Zeitpunkt der Ankündigung der Single List in 2005M7 gleich eins ist, und der kontinuierlichen Schockkorrelationsvariable sowie, je Spalte, dem Niveau eines makrofiskalischen Fundamentalfaktors im Monat vor dem SL-Ereignis. Weitere Kontrollen werden sowohl unabhängig als auch interagiert mit dem Zeitdummy vorgenommen. Alle Regressionen enthalten feste Zeit- und Ländereffekte. Die Standardfehler in Klammern sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Die Sterne zeigen das 10%-, 5%- bzw. 1%-Signifikanzniveau an.

Bibliographie

Afonso, A., Arghyrou, M. G., Bagdatoglou, G., and Kontonikas, A. (2015a). On the Time-Varying Relationship Between EMU Sovereign Spreads and their Determinants. *Economic Modelling*, 44: 363–371.

Afonso, A., Arghyrou, M. G., and Kontonikas, A. (2015b). The Determinants of Sovereign Bond Yield Spreads in the EMU. *ECB Working Paper 1781*.

Afonso, A. and Strauch, R. (2004). Fiscal Policy Events and Interest Rate Swap Spreads: Evidence from the EU. *ECB Working Paper 303*.

Alesina, A., De Broeck, M., Prati, A., Tabellini, G., Obstfeld, M., and Rebelo, S. (1992). Default Risk on Government Debt in OECD Countries. *Economic Policy*, 7 (15): 427–463.

Aliber, R. Z. and Kindleberger, C. P. (2015). *Manias, Panics, and Crashes. A History of Financial Crises*. Palgrave Macmillan, 7th edition.

Attinasi, M.-G., Checherita, C., and Nickel, C. (2009). What Explains the Surge in Euro Area Sovereign Spreads During the Financial Crisis of 2007–09? *ECB Working Paper 1131*.

Baek, I.-M., Bandopadhyaya, A., and Du, C. (2005). Determinants of Market-Assessed Sovereign Risk: Economic Fundamentals or Market Risk Appetite? *Journal of International Money and Finance*, 24 (4): 533–548.

Bahaj, S. (2020). Sovereign Spreads in the Euro Area: Cross Border Transmission and Macroeconomic Implications. *Journal of Monetary Economics*, 110: 116–135.

Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (2015). Central Bank Operating Frameworks and Collateral Markets. *CGFS Papers* 53.

Bayoumi, T. and Eichengreen, B. (1992a). Is there a Conflict between EC Enlargement and European Monetary Unification? *NBER Working Paper 3950*.

Bayoumi, T. and Eichengreen, B. (1992b). Shocking Aspects of European Monetary Unification. *NBER Working Paper 3949*.

Beirne, J. and Fratzscher, M. (2013). The Pricing of Sovereign Risk and Contagion during the European Sovereign Debt Crisis. *Journal of International Money and Finance*, 34: 60–82.

Bernoth, K. and Erdogan, B. (2012). Sovereign Bond Yield Spreads: A Time-Varying Coefficient Approach. *Journal of International Money and Finance*, 31 (3): 639–656.

Bindseil, U. and Papadia, F. (2006). Credit Risk Mitigation in Central Bank Operations and its Effects on Financial Markets: The Case of the Eurosystem. *ECB Occasional Paper 49*.

Blanchard, O. J. and Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, 79 (4): 655–673.

Buiter, W. H. and Sibert, A. C. (2005). How the Eurosystem's Treatment of Collateral in its Open Market Operations Weakens Fiscal Discipline in the Eurozone (and what to do about it). *CEPR Discussion Paper 5387*.

Calvo, G. A. (1988). Servicing the Public Debt: The Role of Expectations. *American Economic Review*, 78 (4): 647–661.

Capelle-Blancard, G., Crifo, P., Diaye, M.-A., Oueghlissi, R., and Scholtens, B. (2019). Sovereign Bond Yield Spreads and Sustainability: An Empirical Analysis of OECD Countries. *Journal of Banking & Finance*, 98: 156–169.

Codogno, L., Favero, C., Missale, A. (2003). Yield Spreads on EMU Government Bonds. *Economic Policy*, 18 (37): 503–532.

Constantini, M., Fragetta, M., and Melina, G. (2014). Determinants of Sovereign Bond Yield Spreads in the EMU: An Optimal Currency Area Perspective. *European Economic Review*, 70: 337–349.

Corradin, S., Heider, F., and Hoerova, M. (2017). On Collateral: Implications for Financial Stability and Monetary Policy. *ECB Working Paper 2107*.

Cœuré, B. (2016). Sovereign Debt in the Euro Area: Too Safe or Too Risky? K*eynote Address at Harvard University's Minda de Gunzburg Center for European Studies*.

De Grauwe, P. (2011). The Governance of a Fragile Eurozone. *CEPS Working Paper 346*.

De Grauwe, P. and Ji, Y. (2013). Self-Fulfilling Crises in the Eurozone: An Empirical Test. *Journal of International Money and Finance*, 34: 15–36.

De Grauwe, P., Ji, Y., and Steinbach, A. (2017). The EU Debt Crisis: Testing and Revisiting Conventional Legal Doctrine. *International Review of Law and Economics*, 51: 29–37.

De Grauwe, P. and Mongelli, F. P. (2005). Endogeneities of Optimum Currency Areas. What Brings Countries Sharing a Single Currency Closer Together? *ECB Working Paper 468*.

De Haan, J., Inklaar, R., and Jong-A-Pin, R. (2008). Will Business Cycles in the Euro Area Converge? A Critical Survey of Empirical Research. *Journal of Economic Surveys*, 22 (2): 234–273.

Dell'Ariccia, G., Schnabel, I., and Zettelmeyer, J. (2006). How Do Official Bailouts Affect the Risk of Investing in Emerging Markets? *Journal of Money, Credit and Banking*, 38 (7): 1689–1714.

Eaton, J., Gersovitz, M., and Stiglitz, J. E. (1986). The Pure Theory of Country Risk. *European Economic Review*, 30 (3): 481–513.

Eichengreen, B., Hausmann, R., and Panizza, U. (2005). *Other People's Money. Debt Denomination and Financial Instability in Emerging Market Economies*, chapter The Pain of Original Sin, 13–47. The University of Chicago Press.

Fells, J. (2005). Markets Can Punish Europe's Fiscal Sinners. *Financial Times* [31 March 2005].

Fidrmuc, J. and Korhonen, I. (2003). Similarity of Supply and Demand Shocks Between the Euro Area and the CEECs. *Economic Systems*, 27 (3): 313–334.

Fidrmuc, J. and Korhonen, I. (2004). The Euro Goes East: Implications of the 2000–2002 Economic Slowdown for Synchronisation of Business Cycles between the Euro Area and CEECs. *Comparative Economic Studies*, 46: 45–62.

Frankel, J. A. and Rose, A. K. (1997). Is EMU more justifiable ex post than ex ante? *European Economic Review*, 41: 753–760.

Funke, M. (1997). The Nature of Shocks in Europe and in Germany. *Economica*, 64 (255): 461–469.

Haque, N. U., Mark, N., and Mathieson, D. J. (1998). The Relative Importance of Political and Economic Variables in Creditworthiness Ratings. *IMF Working Paper 98/46*.

Haugh, D., Ollivaud, P., and Turner, D. (2009). What Drives Sovereign Risk Premiums? An Analysis of Recent Evidence from the Euro Area. *OECD Economics Department Working Paper 718*.

Hauner, D., Jonas, J., and Kumar, M. S. (2010). Sovereign Risk: Are the EU's New Member States Different? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 72 (4): 411–427.

Hilscher, J. and Nosbusch, Y. (2010). Determinants of Sovereign Risk: Macroeconomic Fundamentals and the Pricing of Sovereign Debt. *Review of Finance*, 14 (2): 235–262.

Kalan, F. D., Popescu, A., and Reynaud, J. (2018). The Impact on Sovereign Spreads of Noncomplying with the EU Fiscal Rules. *IMF Working Paper 18/87*.

Kokott, J. (2012). View of Advocate General Kokott. Case C-370/12. European Court of Justice.

Krishnamurthy, A., Nagel, S., and Vissing-Jorgensen, A. (2018). ECB Policies Involving Government Bond Purchases: Impact and Channels. *Review of Finance*, 22 (1): 1–44.

Kriwoluzky, A., Müller, G. J., and Wolf, M. (2019). Exit Expectations and Debt Crises in Currency Unions. *Journal of International Economics*, 121.

Lengwiler, Y. and Orphanides, A. (2023). Collateral Framework: Liquidity Premia and Multiple Equilibria. *Journal of Money, Credit, and Banking*, forthcoming.

Lorenzoni, G. and Werning, I. (2019). Slow Moving Debt Crises. *American Economic Review*, 109 (9): 3229–3263.

Maltritz, D. (2012). Determinants of Sovereign Yield Spreads in the Eurozone: A Bayesian Approach. *Journal of International Money and Finance*, 31 (3): 657–672.

Manganelli, S. and Wolswijk, G. (2009). What Drives Spreads in the Euro Area Government Bond Market? *Economic Policy*, 24 (58): 191–240.

Minsky, H. P. (1986). Stabilizing an Unstable Economy. *Prepared for a Bank Credit Analyst Conference September 22-23, 1986, New York*.

Mundell, R. A. (1961). A Theory of Optimum Currency Areas. *American Economic Review*, 51 (4): 657–665.

Nguyen, M. (2020). Collateral Haircuts and Bond Yields in the European Government Bond Markets. *International Review of Financial Analysis*, 69.

Obstfeld, M. (1986). Rational and Self-Fulfilling Balance-of-Payments Crises. *American Economic Review*, 76 (1): 72–81.

Orphanides, A. (2017). ECB Monetary Policy and Euro Area Governance: Collateral Eligibility Criteria for Sovereign Debt. *MIT Sloan School Working Paper 5258-17*.

Pelizzon, L., Riedel, M., Simon, Z., and Subrahmanyam, M. (2020). Collateral Eligibility of Corporate Debt in the Eurosystem. *SAFE Working Paper 275*.

Schuknecht, L., von Hagen, J., and Wolswijk, G. (2011). Government Bond Risk Premiums in the EU Revisited. The Impact of the Financial Crisis. *European Journal of Political Economy*, 27 (1): 36–43.

van 't Klooster, J. (2021). The Political Economy of Central Bank Risk Management. *PhD Thesis*.

Dezernat Zukunft
Institut für Makrofinanzen

Das Dezernat Zukunft ist eine überparteiliche Vereinigung, die Geld-, Finanz- und Wirtschaftspolitik verständlich, kohärent und relevant erklären und neu denken will. Dabei leiten uns unsere Kernwerte:
Demokratie, Menschenwürde und breit verteilter Wohlstand.

www.dezernatzukunft.org

@DezernatZ

Diese Arbeit wurde unterstützt von der European Climate Foundation, Franziska-und-Otto-Bennemann Stiftung, Laudes Foundation, Partners for a New Economy, Hewlett Foundation und Open Philanthropy.

Impressum

Veröffentlicht durch:
Dezernat Zukunft e.V.,
Tieckstraße 37, 10115 Berlin
www.dezernatzukunft.org

Vertretungsberechtigter Vorstand:
Dr. Maximilian Krahé

Vorstand:
Dr. Maximilian Krahé, Dr. Maximilian Paleschke, Nicolas Gassen

Vereinsregister des Amtsgerichts Charlottenburg
Vereinsregisternummer 36980 B
Inhaltlich Verantwortlicher nach §18 MstV: Dr. Maximilian Krahé

Herausgeber:
Dr. Maximilian Krahé, Hamburg
E-Mail: max.krahe@dezernatzukunft.org

Design:
Burak Korkmaz

Diese Arbeit von Dezernat Zukunft ist lizensiert unter der CC BY-NC 4.0.

Die Inhalte können mit klarer Kennzeichnung der Quelle und, sofern angegeben, unter Angabe des Autors bzw. der Autorin verwendet werden.