

Rating-Meldungen europäischer Staaten und Werteffekte bei US-Banken: Eine Note zur Interdependenz globaler Kapitalmärkte

Von Christian Happ, Frederik Schauer und
Dirk Schiereck, Darmstadt

I. Einleitung

Im Zuge der europäischen Schuldenkrise kommt immer wieder die Diskussion auf, welche Konsequenzen aus dem Fortdauern der Krise und im schlimmsten Fall einem Zusammenbruch der europäischen Währungsunion zu befürchten sind. Der bisherige Verlauf der Schuldenkrise mit vielen Abwertungen der Bonitätsstufen europäischer Länder nährt die Zweifel, dass die USA und ihr Banken- und Finanzsystem ein solches Szenario schadlos überstünden.

Vor diesem Hintergrund und der aktuellen Diskussion werden im Folgenden Werteffekte, die Länderrating-Meldungen der drei großen Agenturen Standard & Poor's, Moody's und Fitch auf US-Banken im Zeitraum von 2000 bis 2011 hatten, untersucht. Ziel ist es zu bestimmen, ob infolge der europäischen Schuldenkrise Ansteckungsrisiken für US-Banken bestehen und wie diese charakterisiert werden können. Auswirkungen auf Bankaktien könnten vom direkten Risiko-Exposure einer Bank gegenüber dem Land, dessen Rating geändert wurde oder beobachtet werden soll, herrühren. Wenn eine Bank im Besitz von Staatsanleihen ist, können Rating-Meldungen einen direkten Effekt auf den Wert ihres Portfolios haben, was sich wiederum im Aktienkurs niederschlägt. Insbesondere ist ein Effekt zu erwarten, wenn ein Land von Investment- auf Ramschstatus herabgestuft wird, da viele institutionelle Investoren die betreffenden Wertpapiere dann abstoßen müssen.¹ Ein weiterer möglicher Transmissionskanal ist Investor-Herding.²

¹ Vgl. *Steiner/Heinke* (2001), S. 141.

² Vgl. *Dornbusch et al.* (2000); *Karolyi* (2003).

Die Auswirkungen von Rating-Meldungen³ auf die internationalen Kapitalmärkte wurden bereits vielfältig studiert. Tenor dieser Untersuchungen ist eine asymmetrische Reaktion: Während positive Meldungen keine bzw. schwache Effekte zur Folge haben, sind negative Rating-Veröffentlichungen meist von signifikant negativen Kursreaktionen, am Tag der Veröffentlichung und/oder am darauffolgenden Tag, begleitet.⁴ Die bisherige Literatur untersucht die Konsequenzen von Rating-Ankündigungen einerseits von Unternehmen und andererseits von Staaten, sogenannte *Sovereign Rating Changes*. Bei Letzterem wurden u.a. die Effekte auf Staatsanleihen, CDS und nationale Aktienindizes sowie Indizes benachbarter Länder betrachtet. Nicht untersucht wurde bisher hingegen, welche Auswirkungen Meldungen zur Bonität von Staaten auf den Banken- und Finanzsektor haben.

Der vorliegende Beitrag greift diese Forschungslücke auf und geht wie folgt vor: Nach einer Diskussion der einschlägigen Literatur zum Thema Werteffekte von Rating-Meldungen und der Ableitung der Hypothesen, wird die Datenauswahl aufgezeigt und begründet. Im Anschluss an die Darlegung der verwendeten Untersuchungsmethodik, werden die Ergebnisse präsentiert und in Relation zur bisherigen Literatur gesetzt. Abschnitt 5 fasst den Beitrag zusammen und gibt einen Ausblick.

II. Literaturübersicht und Hypothesen

Die Untersuchung von Kapitalmarktreaktionen auf Rating-Meldungen stellt gleichzeitig einen Test der Effizienzmarkthypothese nach *Fama* (1970) dar. In diesem Sinne wird überprüft, ob durch eine Rating-Meldung eine neue Information öffentlich verfügbar wird, welche die Investoren dazu veranlasst ihre Bewertungsmodelle zu korrigieren, entsprechend zu (ver-)kaufen und so eine Kursreaktion des untersuchten Wertpapiers auszulösen. Rating-Agenturen verfügen meist über Insider-Informationen sowie spezielle Modelle zur Evaluierung des Bonitätsrisikos von Staaten und Unternehmen. Wenn die Veröffentlichung einer Rating-Meldung Informationen beinhaltet, die zuvor nicht für die Öff-

³ Dazu zählen neben tatsächlichen Ratingänderungen auch Ankündigungen zu „Credit Watch“ (S&P)/„Watchlisting“ (Moody's)/„Rating Watch“ (Fitch), die einen Schuldner wegen der kurzfristig gestiegenen Wahrscheinlichkeit einer Ratingänderung unter Beobachtung stellt, sowie zur mittel- bis langfristigen Entwicklung der Bonitätsnote, dem sogenannten „Outlook“.

⁴ Vgl. u.a. *Holthausen/Leftwich* (1986), *Hand et al.* (1992), *Dichev/Piotroski* (2001).

fentlichkeit zugänglich waren, so ist eine Reaktion zu erwarten.⁵ Falls sich das veränderte Bonitätsrisiko jedoch bereits durch andere Meldungen des Unternehmens oder zur Wirtschaftslage abgezeichnet hat und die Rating-Meldung diese vorherigen Informationen nur verzögert widerspiegelt, sollte keine Reaktion erfolgen.⁶

Es existiert bereits eine Reihe von Studien, die sich mit Kapitalmarktreaktionen auf Rating-Meldungen beschäftigt.⁷ Ein Teil dieser untersucht den unmittelbaren Preiseffekt auf von Up- oder Downgradings betroffene Anleihen und deren Derivate, wie Kreditausfallversicherungen (CDS). So befassen sich *Steiner/Heinke* (2001) mit abnormalen Renditen deutscher Eurobonds in Reaktion auf Rating-Meldungen. Sie finden dabei signifikante Reaktionen auf Downgradings und negative Credit Watches, besonders am ersten Tag nach der Veröffentlichung. Zu einem ähnlichen Ergebnis kommen auch *Dalocchio et al.* (2006) bei der Untersuchung des französischen Anleihemarktes. Darüber hinaus stellen *Steiner/Heinke* (2001) fest, dass die Preisreaktion sowohl unabhängig von vorherigen Rating-Meldungen als auch vom Ausmaß der Rating-Änderung, d.h. der Anzahl der Stufen auf der Rating-Skala ist. Eine unwesentlich stärkere Reaktion ermitteln sie für Meldungen von Standard & Poor's als für Veröffentlichungen von Moody's.⁸ Zudem sind Herabstufungen in die spekulative Kategorie von größeren Reaktionen begleitet, was die Autoren mit den damit verbundenen Verkäufen durch institutionelle Investoren begründen.⁹

Gande/Parsley (2005) untersuchen Spill-Over-Effekte bei Länderrating-Änderungen auf die Spreads anderer Staatsanleihen. Im Zuge von Herabstufungen erhöhen sich die Spreads ihren Ergebnissen zufolge signifikant, wohingegen eine Aufwertung der Bonitätseinschätzung keinen nennenswerten Effekt hervorruft. *Kaminsky/Schmukler* (2002) studieren Schwellenländer und finden Ansteckungseffekte bei Rating-Meldungen auf Anleihe- und Aktienmärkte. *Pukthuanthong-Le et al.* (2007) untersu-

⁵ Ein theoretisches Modell für Kapitalmarktreaktionen bei asymmetrischer Informationsverteilung bieten *Myers/Majluf* (1984) für die Ankündigung von Kapitalerhöhungen.

⁶ Vgl. *Pinches/Singleton* (1978), S. 29–30; *Norden/Weber* (2004), S. 2815.

⁷ Ein Überblick über Studien bis zum Jahr 2004 sowie deren Ergebnisse findet sich in *Norden/Weber* (2004) S. 2816–2817.

⁸ Für einen direkten Vergleich der drei Rating-Agenturen, ihrer Rating-Prozeduren und zu möglichen First-Mover- vs. Follower-Strategien bei Rating-Änderungen vgl. *Alsakka/ap Gwilym* (2010; 2012b).

⁹ Vgl. *Steiner/Heinke* (2001), S. 154.

chen die Änderungen von Länderratings und Outlooks auf Anleihen und den betreffenden Aktienmarkt für 34 Länder und finden für beide Asset-Klassen wiederum asymmetrische Ankündigungseffekte.

Mit Kreditausfallversicherungen (CDS) befassen sich *Micu et al. (2004)* und finden Ankündigungseffekte in Folge von negativen Credit Watches und Downgradings. Insgesamt finden sie einen stärkeren Effekt bei Schuldnern mit Investment Grade-Status. *Hull et al. (2004)* hingegen belegen signifikante CDS-Reaktionen nur in Folge von negativen Credit Watches, weisen jedoch nach, dass Rating-Meldungen antizipiert werden. *Norden/Weber (2004)* finden ebenso Zeichen von Antizipation für den CDS- und Aktienmarkt. Auch sie finden die stärkste Reaktion beider Märkte auf Credit Watches. Zudem weisen sie einen Einfluss von vorherigem Rating-Level und Rating-Events auf die Höhe der Kurseffekte nach. Für die Renditen von Staatsanleihen sowie die damit verbundenen CDS in EU-Ländern finden *Afonso et al. (2012)* wiederum stärkere negative Effekte bei Änderungen von Rating oder Outlook, ein Antizipieren von Rating-Meldungen ein bis zwei Wochen im Voraus sowie Anzeichen von Spill-Over-Effekten. Im Markt für CDS auf Staatsanleihen von Schwellenländern weisen die Ergebnisse von *Ismailescu/Kazemi (2010)*, konträr zur bisherigen Forschung, einen stärkeren Effekt positiver Rating-Ankündigungen aus, was sie mit dem Antizipieren negativer Meldungen begründen. *Galil/Soffer (2011)* stellen zudem fest, dass Rating-Meldungen häufig mit der Bekanntgabe anderer Informationen einhergehen, was bei Nichtberücksichtigung dazu führt, dass die Effekte von Rating-Ankündigungen auf dem CDS-Markt unterschätzt werden.

Mit dem Aktienmarkt, der von einer Länderrating-Änderung betroffen ist, befassen sich *Brooks et al. (2004)* und finden ebenfalls eine negative Reaktion des jeweiligen Marktindex und der lokalen Währung gegenüber dem US-Dollar. Auch sie können keinen Einfluss des Umfangs der Rating-Änderung auf die Preisreaktion feststellen. Die Effekte treten jedoch nur bei Meldungen von S&P und Fitch auf. *Ferreira/Gama (2007)* untersuchen Spill-Over-Effekte von Länderrating-Meldungen auf internationale Aktienmärkte und finden diese besonders ausgeprägt bei geographischer Nähe zum abgewerteten Land und wenn es sich bei den Betroffenen um Schwellenländer handelt. Erneut sind ausschließlich negative Ankündigungen von Belang. Auf Industriebene sind die Effekte besonders in kleinen Industriezweigen oder der Handelsgüterindustrie nachzuweisen. *Li et al. (2008)* finden Ansteckungseffekte zwischen fünf asiatischen Aktienmärkten bei Länderrating-Änderungen. *Hooper et al.*

(2008) weisen den asymmetrischen für Downgrades stärker ausgeprägten Effekt nicht nur für Aktienmarkttrenditen, sondern auch deren Volatilität, die sich bei einer Herabstufung erhöht, nach. *Jorion/Zhang* (2010) finden ebenfalls negative Werteffekte bei Aktien eines abgewerteten Unternehmens. Im Zuge dessen betrachten die Autoren auch Unternehmen derselben Industrie und weisen einen Ansteckungseffekt nach, wenn das abgewertete Unternehmen zuvor Investment Grade-Status hatte, wohingegen die weitere Abwertung eines Ramsch-Status-Unternehmens einen positiven Effekt auf die Aktien der Wettbewerber hat.

Alsakka/ap Gwilym (2012a) untersuchen für 124 Länder Schwankungen der lokalen Währung gegenüber dem US-Dollar nach Länderrating-Meldungen. Obwohl negative Ankündigungen wiederum eine stärkere Reaktion auslösen, finden sich im Währungsmarkt auch signifikante Reaktionen auf Upgradings. Zudem lassen sich Unterschiede zwischen Schwellen- und Industrieländern feststellen. In einer weiteren Studie testen die beiden Autoren, ob sich die Effekte von Rating-Meldungen auf den Währungsmarkt in Europa und Asien im Zuge der Finanz- und Schuldenkrise geändert haben.¹⁰ Im Unterschied zu Studien anderer Asset-Klassen finden sie stärkere Reaktionen durch Credit Watches und Outlooks als durch tatsächliche Rating-Änderungen. Kurseffekte und Spill-Over sind dabei während der Krise deutlich stärker ausgeprägt. *Bar-Isaac/Shapiro* (2012) zeigen darüber hinaus, dass die Rating-Qualität antizyklisch zur Konjunktur schwankt.

Der Fokus der dargestellten Literatur lag auf den Reaktionen von von Rating-Meldungen direkt betroffenen Wertpapieren bzw. Wertpapieren desselben Unternehmens sowie auf Ansteckungseffekten benachbarter Länder bzw. Unternehmen derselben Industrie. Eine Untersuchung indirekter Ansteckungseffekte von Banken durch veränderte Bonitätseinschätzungen von Staaten blieb bislang aus. Es besteht jedoch die berechtigte Frage, warum Investoren auf veränderte Ratings europäischer Staaten mit dem Kauf (Verkauf) von US-Bankaktien reagieren und damit eine positive (negative) Kursreaktion auslösen sollten. Im Folgenden werden diesbezüglich Hypothesen entwickelt, die anschließend im Rahmen der empirischen Untersuchung überprüft werden.

Die Reaktion einer Bankaktie auf die Rating-Änderung von Staatsanleihen kann theoretisch mit der veränderten Bewertung der betroffenen Anleihen im Portfolio der Bank und mit den damit verbundenen regula-

¹⁰ Vgl. *Alsakka/ap Gwilym* (2013).

torischen Vorschriften begründet werden. Verringert sich der Wert dieser Anleihen durch das höhere erwartete Ausfallrisiko infolge eines Downgradings, so sinkt der Marktwert der Vermögensgegenstände der Bank. Dies zieht eine Schmälerung des Marktwertes des Eigenkapitals der Bank als residuale Größe nach sich. Die Bank könnte zwar durch interne Ratings die betroffenen Anleihen schon zuvor als risikoreicher eingestuft haben, jedoch ist nicht davon auszugehen, dass alle Aktionäre der Bank davon Kenntnis haben. Somit ist eine Reaktion erst zu erwarten, wenn die Information mittels der Rating-Meldung öffentlich zugänglich wird. Infolge des höheren Risikos der Aktiva der Bank ist auch mit einer höheren Eigenkapitalanforderung im Sinne von Basel II bzw. III zu rechnen,¹¹ wiederum davon ausgehend, dass die öffentliche Rating-Meldung für die Investoren die beste verfügbare Information ist. Die Bank ist daher gezwungen, entweder neue Eigenmittel zur Unterlegung zu beschaffen oder die Anleihen zum niedrigeren Kurs abzustoßen. Beide Szenarien bzw. ihre Antizipation dürften ebenfalls eine negative Kursreaktion des Banktitels hervorrufen (H1).¹²

Neben der Mikroebene liefert die Makroebene einen weiteren Erklärungsgrund für die negative Reaktion von Aktien auf negative Länderrating-Meldungen. Wenn sich die Bonität eines Landes verschlechtert, kann es auf den internationalen Kapitalmärkten schlechter neue Schulden aufnehmen. Durch steigendes Misstrauen der Kreditgeber kann dies im Extremfall zu einer Kreditklemme führen, die einen negativen Einfluss auf die Realwirtschaft und insbesondere den Finanzsektor hat, wodurch die Aktienkurse fallen.¹³ Gerade im Kontext der europäischen Schuldenkrise könnte die Angst vor einer neuerlichen Kreditklemme somit ein Sinken der Aktienkurse und insbesondere der Banktitel verursachen.

Im Falle positiver Rating-Meldungen sind hingegen keine bzw. nur schwache Reaktionen, wie in vielen empirischen Studien belegt, zu erwarten (H2). Ein möglicher Grund dafür sind Informationsverarbeitungs-Biases, wonach positive und negative Ankündigungen unterschiedlich verarbeitet und gewichtet werden.¹⁴

¹¹ Die regulatorischen Vorschriften des Basler Ausschuss für Bankenaufsicht finden auch auf US-Banken Anwendung, deren konsolidierte Bilanzsumme mindestens 250 Mrd. US-Dollar beträgt oder deren bilanzielles Auslands-Exposure 10 Mrd. US-Dollar überschreitet.

¹² Für ein theoretisches Modell zur Begründung negativer Renditen bei Ankündigungen von Kapitalerhöhungen vgl. *Myers/Majluf* (1984).

¹³ Vgl. *Fereira/Gama* (2007), S. 3164.

¹⁴ Vgl. *Dichev/Piotroski* (2001), S. 202.

Entsprechend der Hypothese, dass Rating-Änderungen von Staatsanleihen sich über eine Wertänderung der Aktiva der Bank auf deren Aktienkurs auswirken, könnte erwartet werden, dass die Höhe der Kursreaktion davon abhängt, wie hoch das Exposure der Bank zum von der Rating-Änderung betroffenen Land ist (H3). Je größer das Exposure, desto stärker würde die Wertänderung des Bank-Portfolios ausfallen.

Ein stärkerer Werteffekt ist ebenso zu erwarten, wenn es sich bei einer Rating-Meldung um ein Downgrading handelt (H4). Hiermit wird ein tatsächlich verändertes Bonitätsrisiko signalisiert. Credit Watch oder negativer Outlook könnten von den Märkten hingegen als Warnsignal an den Schuldner verstanden werden. Somit resultiert aus einer derartigen Meldung zukünftig nicht notwendigerweise eine schlechtere Bonität.

Des Weiteren stellt sich die Frage, ob der beobachtete Werteffekt davon abhängt, welche Agentur eine Rating-Meldung veröffentlicht. Da immer von einem Oligopol der drei großen Rating-Agenturen Standard & Poor's, Moody's und Fitch die Rede ist, könnte erwartet werden, dass der Informationsgehalt einer Veröffentlichung entscheidend für die Höhe der Kursreaktion ist und nicht die Reputation der veröffentlichenden Agentur (H5).

Ebenso soll überprüft werden, ob eine mehrstufige Rating-Änderung eine stärkere Kursreaktion hervorruft als eine einstufige. Entsprechend der Haupthypothese, dass eine Bonitätsverschlechterung einen Wertverlust der Bank-Assets und damit einen sinkenden Aktienkurs verursacht, könnte erwartet werden, dass dieser Effekt um so stärker ist, je größer die Änderung der Bonitätseinschätzung und damit der Wertverlust der Assets ausfällt (H6).

Eine Rating-Änderung könnte durch den Markt besser antizipiert werden, wenn der entsprechende Staat vorher schon unter Credit Watch stand. Dementsprechend besagt die siebte Hypothese, dass ein Werteffekt schwächer ausfällt, wenn eine Rating-Änderung auf einen Credit Watch folgt (H7).

Schließlich könnte auch der zeitliche Abstand einer Meldung zur vorherigen Rating-Meldung eine Rolle spielen. Folgen zwei Meldungen dicht aufeinander könnte die Reaktion der Bankaktien schwächer ausfallen, da Marktteilnehmer infolge der Rating-Meldung ihre eigenen Bonitätseinschätzungen ebenfalls aktualisiert haben. Bei einer größeren Anzahl dazwischen liegender Handelstage ist dagegen ein größerer Überraschungseffekt und somit eine stärkere Reaktion zu erwarten (H8).¹⁵

¹⁵ Vgl. Norden/Weber (2004), S. 2836.

Die sich anschließende empirische Untersuchung betrachtet den Aktienmarkt und befasst sich mit den Auswirkungen von Länderrating-Meldungen auf US-Banken. Da die Möglichkeit von Ansteckungseffekten auf den US-Finanzsektor in bisherigen Kapitalmarktstudien nicht betrachtet wurde, gilt es, diese Forschungslücke im Folgenden zu schließen.

III. Daten und Methodik

1. Daten

Um die Werteffekte von US-Banken auf Rating-Meldungen europäischer Staaten zu untersuchen, muss eine Auswahl an börsennotierten Instituten getroffen werden. Dazu wurden die 50, hinsichtlich der Bilanzsumme, größten Bankholdinggesellschaften zum Stand des 30.09.2011, wie auf der Internetseite des US-amerikanischen National Information Centers (NIC) veröffentlicht, ausgewählt. Zehn dieser Banken sind nicht börsennotiert und eignen sich daher nicht für die Studie. 22 der verbleibenden Banken sind im KBW Bank Sector Index (KBX) gelistet, einem für den US-Bankensektor repräsentativen Index der Investmentbank Keefe, Bruyette & Woods. Die beiden übrigen im Index enthaltenen Banken, namentlich Cullen/Frost Bankers Inc. und People's United Financial Inc., werden der Stichprobe der zu untersuchenden Finanzinstitute hinzugefügt. Vier Banken, deren Börsengang erst innerhalb des untersuchten Zeitraums stattfand, werden aus der Stichprobe entfernt. Somit verbleiben 38 Banken. Zusätzlich werden vier Banken, die während der Subprime-Krise Insolvenz anmelden mussten bzw. verkauft wurden, bei Ereignissen vor Juli 2007 berücksichtigt. Dabei handelt es sich um Merrill Lynch, Lehman Brothers, Bear Stearns und Wachovia. Hervorzuheben ist, dass das betrachtete Bankenkollektiv die sechs größten US-amerikanischen Finanzinstitute mit einem starken Handelsgeschäft jedoch ebenso regionale Geschäftsbanken, wie die U.S. Bancorp oder die Associated Banc-Corp, enthält. Die historischen Kursdaten des beschriebenen Bankenkollektivs stammen aus Thomson Financial Datastream.¹⁶

Untersucht werden Länderrating-Meldungen für den Zeitraum von Januar 2000 bis Oktober 2011. Einbezogen werden dabei alle 27 EU-Mitgliedsländer nach dem Stand im Jahr 2012. Da für Österreich, Frank-

¹⁶ Für die Untersuchung wird der jeweilige Performanceindex (*Total Return Index*) verwendet, um Verzerrungen durch Dividendenzahlungen o.Ä. zu vermeiden.

reich, Deutschland, Luxemburg und Niederlande im Untersuchungszeitraum keine Rating-Meldungen veröffentlicht wurden, umfasst die Stichprobe effektiv 22 Länder.¹⁷ Rating-Meldungen werden auch berücksichtigt, wenn das betroffene Land zum Zeitpunkt der Ankündigung noch kein EU-Mitglied war und ebenso wenn das betroffene Land zum entsprechenden Zeitpunkt (noch) kein Mitglied der europäischen Währungsunion war. Die Rating-Meldungen werden direkt von der Internetseite der jeweiligen Rating-Agentur bezogen.¹⁸ Als Ereignis im Sinne der folgenden Studie werden alle so ermittelten Rating-Meldungen bezüglich des langfristigen *Sovereign Foreign Currency Rating* eines der zuvor spezifizierten Länder gewertet. Dazu zählen neben Rating-Änderungen (Up- und Downgradings) auch Outlook-Änderungen und Credit Watches. Somit ergibt sich zunächst eine 454 Rating-Meldungen umfassende Stichprobe. Für die folgende Untersuchung werden, in Anlehnung an bisherige Studien, die Rating-Meldungen als positiv oder negativ charakterisiert und separat untersucht.¹⁹ Dies dient dazu, dass entgegengesetzte Werteffekte sich nicht gegenseitig aufheben. Zu negativen (positiven) Meldungen zählen Downgradings (Upgradings), Senkungen (Anhebungen) des Outlooks und Credit Watches mit negativer (positiver) Implikation. Die sieben in der Stichprobe enthaltenen Meldungen „Credit Watch beendet“ werden aufgrund ihrer nicht eindeutigen Indikation aus der Stichprobe entfernt.

2. Methodik

Im Rahmen einer Ereignisstudie soll nun festgestellt werden, ob Ankündigungen über Rating-Änderungen einen signifikanten Einfluss auf die Aktienkurse von US-Banken haben. Zu diesem Zweck werden tägliche abnormale Renditen der betreffenden Aktien, wie folgt, berechnet:²⁰

$$(1) \quad AR_{n,b,t} = R_{n,b,t} - E(R_{n,b,t})$$

¹⁷ Dazu gehören Belgien, Dänemark, Finnland, Griechenland, Irland, Italien, Portugal, Spanien, Schweden, Großbritannien, Zypern, Tschechische Republik, Estland, Lettland, Litauen, Ungarn, Malta, Polen, Slowakei, Slowenien, Bulgarien und Rumänien.

¹⁸ Dort ist jeweils das Datum der Veröffentlichung angegeben, die genaue Uhrzeit der Veröffentlichung fehlt jedoch in einigen Fällen. In diesen Fällen wird das angegebene Datum als Ereignistag t_0 angenommen.

¹⁹ Vgl. u.a. Hand et al. (1992); Dichev/Piotroski(2001); Norden/Weber (2004).

²⁰ Vgl. MacKinlay (1997).

Dabei steht $AR_{n,b,t}$ für die abnormale, $R_{n,b,t}$ für die tatsächliche und $E(R_{n,b,t})$ für die erwartete Rendite von Bank b , bei Ereignis n am Tag t . Die Parameter α und β zur Ermittlung der erwarteten Rendite werden mithilfe des Marktmodells aus einer OLS-Regression geschätzt:

$$(2) \quad R_{n,b,t} = \alpha_{n,b} + \beta_{n,b} \cdot R_{n,m,t} + v_{n,b,t}$$

$$(3) \quad E(R)_{n,b,t} = \hat{\alpha}_{n,b} + \hat{\beta}_{n,b} \cdot R_{n,m,t}$$

$R_{n,m,t}$ bezeichnet hier die tägliche Rendite des Marktindex, wofür der S&P 500 Composite Index verwendet wurde. Das Schätzfenster hat eine Länge von 250 Handelstagen und liegt zeitlich direkt vor dem Ereignisfenster, welches sich von einem Tag vor dem Ereignis bis zwei Tage nach dem Ereignis erstreckt (t_{-1} bis t_2).²¹ Die so bestimmten abnormalen Renditen werden anschließend über alle Banken b und Ereignisse n gemittelt und, sofern erforderlich, über die Tage t des Ereignisfensters kumuliert:

$$(4) \quad CAAR_{t_1, t_2} = \frac{1}{N \cdot B} \sum_{t=t_1}^{t_2} \sum_{n=1}^N \sum_{b=1}^B AR_{n,b,t}$$

Die kumulierten abnormalen Renditen werden anschließend mithilfe eines zweiseitigen t -Tests, der von *Boehmer et al.* (1991) entwickelten heteroskedastie-konsistenten Teststatistik und dem Wilcoxon Signed-Rank-Test auf statistische Signifikanz geprüft.

Um die Untersuchung entsprechend der Forschungsfrage umzusetzen, muss gewährleistet sein, dass die Ereignisfenster verschiedener Ereignisse sich nicht überschneiden. Die Stichprobe wurde dahingehend reduziert. Zudem könnte es durch die von hoher Volatilität gekennzeichneten Jahre der Subprime-Krise (vgl. Abbildung 1) zu einer Verzerrung der Ergebnisse kommen. Daher wurden alle Ereignisse zwischen Juni 2007 und April 2009 aus der Stichprobe entfernt.²² Schlussendlich verbleiben damit 119 Rating-Meldungen im untersuchten Datensatz. Um die Untersuchung der durchschnittlichen abnormalen Renditen nicht zu verzerren,

²¹ Um die Robustheit der gewählten Methodik zu gewährleisten, wurde auch ein kürzeres Schätzfenster (150 Handelstage), ein anderer Marktindex (Dow Jones US Total Stock Market Index) sowie ein Abstand zwischen Schätz- und Ereignisfenster (10 Handelstage) verwendet, was jedoch die Ergebnisse qualitativ nicht änderte.

²² Folgende Ereignisse motivieren die Auswahl dieses Zeitraums: Im Juni 2007 erleiden zwei Hedgefonds von Bear Stearns hohe Verluste; im April 2009 vermelden JP Morgan und Goldman Sachs wieder hohe Gewinne.

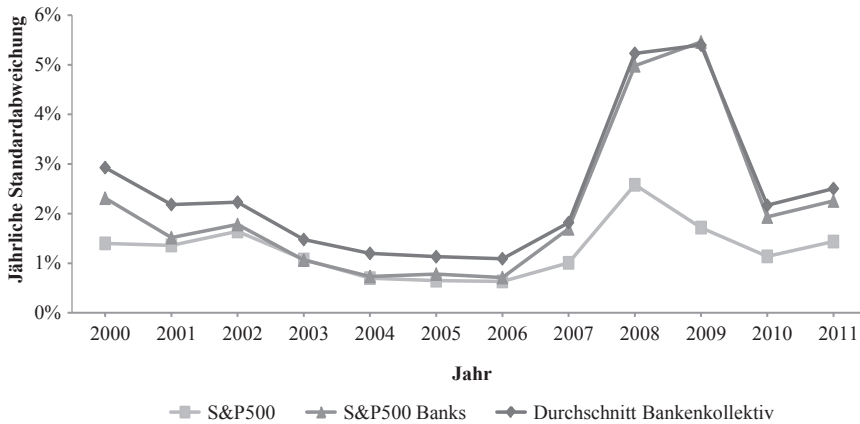


Abbildung 1: Standardabweichung der Renditen dreier Indizes im Untersuchungszeitraum²³

wurden darüber hinaus bei einem Ereignis Banken, für die zeitgleich andere Ankündigungen (z.B. M&A-Aktivitäten, die Bank betreffende Rating-Meldungen) stattfanden, nicht berücksichtigt.

In einem weiteren Schritt soll untersucht werden, was die Treiber der zuvor ermittelten abnormalen Renditen sein könnten. Dazu wird die folgende multiple Regression durchgeführt:

$$(5) \quad AAR_t = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i \cdot Var_i + \varepsilon_t$$

Die Auswahl der Variablen Var_i orientiert sich an der unter Punkt II. diskutierten Literatur und soll die dort aufgestellten Hypothesen H3 bis H8 überprüfen. Es wird im Einzelnen untersucht, ob die Kursreaktionen der US-Bankaktien davon abhängen, wie hoch das direkte Exposure zum betroffenen Land ist (H3), ob es sich um ein Downgrading handelt (H4), ob die Meldung von S&P oder einer anderen Agentur stammt (H5), wie viele Stufen eine Rating-Änderung umfasst (H6), ob es bereits vorher einen Credit Watch gab (H7) und wie lange die letzte Rating-Meldung zurücklag (H8). Tabelle 1 gibt einen Überblick über alle verwendeten Variablen.

²³ Als Berechnungsgrundlage dienten wiederum die *Total Return Index*-Renditen.

Tabelle 1
Erklärende Variablen der multiplen Regression

Variable	Definition (Zu überprüfende Hypothese)
EXPD	<i>Dummy</i> : 1, falls zu dem von der Rating-Meldung betroffenen Land ein mittlerer direkter Banken-Exposure von ≥ 10 Mrd. USD besteht, sonst 0 (H3) ²⁴
DOWN	<i>Dummy</i> : 1, falls Rating-Meldung ein Downgrading ist, sonst 0 (H4)
SP	<i>Dummy</i> : 1, falls Rating-Meldung von Standard & Poor's stammt, sonst 0 (H5)
STEP	<i>Dummy</i> : 1, falls Rating-Änderung mehr als eine Stufe umfasst, sonst 0 (H6)
PRE	<i>Dummy</i> : 1, falls Rating-Änderung nach Credit Watch derselben Agentur erfolgt, sonst 0 (H7)
EXP	Betrag des direkten Foreign Exposure zum betroffenen Land in Mio. USD (H3)
ABS	Zeitlicher Abstand zur vorherigen Rating-Meldung in Handelstagen (H8)

Der Test der Exposure-Hypothese (H3) erfolgt dabei zum einen mithilfe des tatsächlichen Exposure gegenüber dem betroffenen Land (Variable EXP), zum anderen mithilfe der Dummy-Variable EXPD, die den Wert 1 annimmt, sofern das Exposure zum betroffenen Land größer als 10 Mrd. US-Dollar ist. Diese Zahl begründet sich aus den Vorschriften, ab welchem Auslandsexposure die Regularien von Basel II bzw. III Anwendung auf US-Banken finden (vgl. Fußnote 11).

²⁴ Für die Werte von EXPD wird der mittlere US-Bankenexposure gemäß der Bank für Internationalen Zahlungsausgleich herangezogen. Akkurater wäre hier das bankenspezifische Länder-Exposure zu berücksichtigen. Dieses ist jedoch nicht für alle hier untersuchten Institute und Länder verfügbar. Selbst die größten Banken veröffentlichen in ihren Geschäftsberichten und Quartalsergebnissen nur das Exposure gegenüber den GIIPS-Staaten (Griechenland, Irland, Italien, Portugal, Spanien) und gelegentlich großen Ländern wie Frankreich und Großbritannien.

IV. Ergebnisse

1. Deskriptive Statistiken

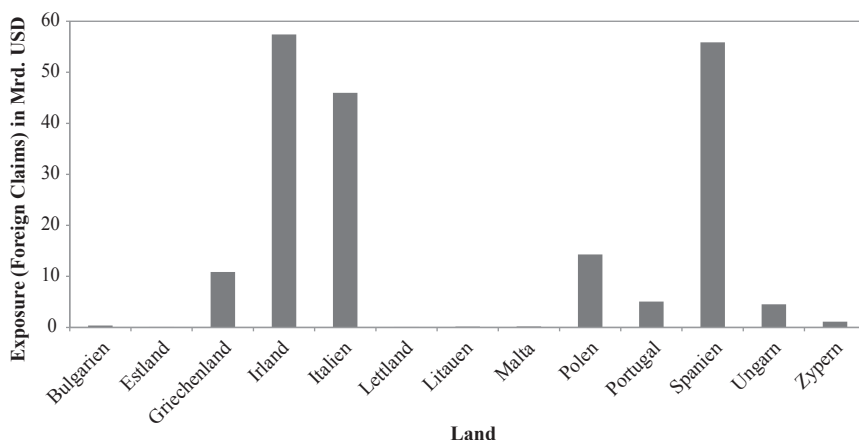
Tabelle 2 veranschaulicht die Zusammensetzung der 119 Ankündigungen hinsichtlich der Art der Rating-Meldung und der betroffenen Länder. Auffällig ist, dass in der bereinigten Stichprobe der Anteil positiver Meldungen fast doppelt so hoch ist wie der Anteil negativer. Dies mag vor allem daran liegen, dass Ankündigungen während der volatilen Marktphase von Juni 2007 bis April 2009 ausgeschlossen wurden.²⁵

Tabelle 2
Zusammensetzung der Rating-Meldungen

Art der Meldung	Positiv	Negativ	Gesamt
Outlook	26	17	43
Credit Watch	5	6	11
Rating-Änderung	47	18	65
davon 1 Stufe	45	11	56
davon 2 Stufen	2	5	7
davon 3 Stufen	0	2	2
Gesamt	78	41	119
davon EU-Länder	41	39	80
davon Euro-Länder	10	28	38

Den größten Anteil der Rating-Meldungen machen tatsächliche Änderungen aus. Dabei ist zu beobachten, dass diese meist nur eine Stufe umfassen. Bei Abwertungen sind mehrstufige Änderungen verhältnismäßig häufiger vorzufinden. Nach den Rating-Änderungen bilden Ankündigungen zur Änderung des langfristigen Ausblicks (Outlook) die zweitgrößte Gruppe, wohingegen Credit Watches im betrachteten Datensatz kaum vorkommen. Des Weiteren scheinen EU- bzw. Euro-Mitgliedstaaten verhältnismäßig häufiger betroffen zu sein, wenn die Rating-Meldung negativ ist.

²⁵ Tatsächlich findet sich im Rohdatensatz von 454 Ankündigungen mit 241 positiven und 206 negativen Ankündigungen (sieben Mal „Credit Watch beendet“ wiederum vernachlässigt) ein ausgeglicheneres Bild.



Quelle: Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (BIZ)

Abbildung 2: Durchschnittlicher US-Banken-Exposure nach Ländern im Zeitraum Q1/2009 bis Q2/2011²⁶

Bevor die Werteffekte im nächsten Abschnitt dargestellt werden, weist Abbildung 2 nochmals auf einen möglichen Transmissionskanal hin: das direkte Exposure der Banken zu den betroffenen Ländern. Anhand der Abbildung wird auch grafisch deutlich, warum für die Dummy-Variable EXPD der Schwellenwert von 10 Mrd. US-Dollar gewählt wurde.

2. Werteffekte und deren Treiber

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der Ereignisstudie, untergliedert nach positiven und negativen Rating-Ankündigungen, für verschiedene Ereignisfenster. Für positive Rating-Meldungen konnten im Ereignisfenster keine signifikanten abnormalen Renditen ermittelt werden. Die durchschnittliche (kumulierte) abnormale Rendite bewegt sich für alle ausgewerteten Zeitfenster im Bereich weniger Basispunkte mit wechselndem Vorzeichen. Bei den negativen Rating-Meldungen zeigt sich am auf eine Meldung folgenden Handelstag (t_1) eine schwach signifikante negative

²⁶ Nicht dargestellt ist Großbritannien mit einem direkten Exposure von knapp 650 Mrd. US-Dollar. Somit trifft EXPD auf insgesamt sechs Länder zu: Griechenland, Großbritannien, Irland, Italien, Polen und Spanien. Die dargestellten Länder sind diejenigen, bei denen es im besagten Zeitraum zu einer Rating-Änderung kam.

Tabelle 3: Ankündigungseffekte von Rating-Meldungen auf Aktien von US-Banken

B = 38 (42) Ereignis- fenster	Negative Rating-Meldungen (N = 41)						Positive Rating-Meldungen (N = 78)					
	CAAR _{t(1,t2]}			Boehmer- Test			CAAR _{t(1,t2]}			Boehmer- Test		
	Mean	Median	t-Wert	z-score	Signed Rank Test		Mean	Median	t-Wert	z-score	Signed Rank Test	
Tag												
[-1,0]	-0.127%	-0.081%	-0.584	0.745	-0.123		0.021%	-0.140%	0.150	-0.960	-0.839	
[-1]	-0.151%	-0.080%	-1.050	-0.084	-0.849		0.024%	-0.056%	0.274	-0.613	-0.052	
[0]	0.024%	0.017%	0.147	1.114	-0.771		-0.002%	-0.027%	-0.025	-0.804	-0.276	
[+1]	-0.265%	-0.304%	-1.847 *	-1.231	-2.171 **		0.025%	-0.074%	0.342	0.143	-0.610	
[+2]	0.016%	-0.113%	0.074	-0.468	-0.771		-0.061%	-0.036%	-0.613	0.182	-0.844	
[0,+1]	-0.241%	-0.138%	-1.008	-0.011	-0.939		0.023%	0.005%	0.171	-0.526	-0.371	
[0,+2]	-0.225%	-0.015%	-0.875	-0.301	-0.577		-0.038%	0.003%	-0.210	-0.241	-0.695	
[-1,+1]	-0.392%	-0.136%	-1.382	-0.059	-0.797		0.046%	-0.136%	0.274	-0.795	-1.183	
B = 6 (10)												
[-1,0]	-0.009%	0.149%	-0.032	0.513	-0.447		0.012%	0.058%	0.104	-0.560	-0.087	
[-1]	-0.161%	-0.100%	-1.007	-0.373	-0.978		0.037%	0.013%	0.355	-0.399	-0.461	
[0]	0.152%	0.074%	0.736	1.154	-1.056		-0.024%	0.009%	-0.213	-0.298	-0.062	
[+1]	-0.330%	-0.293%	-2.032 **	-1.680	-2.119 **		-0.086%	-0.060%	-0.849	-0.856	-0.949	
[+2]	0.086%	-0.035%	0.417	0.292	-0.162		0.004%	0.075%	0.040	1.019	-0.097	
[0,+1]	-0.178%	-0.051%	-0.800	-0.266	-0.317		-0.110%	-0.128%	-0.715	-0.809	-0.570	
[0,+2]	-0.092%	-0.097%	-0.294	0.001	-0.305		-0.106%	0.046%	-0.533	-0.071	-0.436	
[-1,+1]	-0.338%	-0.154%	-1.211	-0.427	-0.473		-0.074%	-0.023%	-0.443	-0.949	-0.700	

***, ** und * zeigen statistische Signifikanz zum Niveau von 1 %, 5 % bzw. 10 % an.

abnormale Rendite von etwa einem Viertel Prozent. Wird jedoch der Boehmer-Test betrachtet, so ist die Reaktion statistisch nicht signifikant. Die Abwesenheit von Reaktionen auf positive Rating-Meldungen stimmt mit den empirischen Befunden anderer Studien überein und spricht für die von *Dichev/Piotroski* (2001) vermuteten Informationsverarbeitungsasymmetrien. Die Hypothesen H1 und H2 können somit durch die Ergebnisse der Ereignisstudie bestätigt werden. Die Differenz zwischen CAAR und dem entsprechenden Median weist auf eine Schiefe der Verteilung der abnormalen Renditen hin, welche durch extreme Reaktionen auf einzelne Rating-Meldungen verursacht sein könnte.

Steiner/Heinke (2001) haben bei ihrer Studie zum Anleihe-Markt ebenfalls signifikante abnormale Renditen am Folgetag des Datums der Veröffentlichung einer Rating-Meldung festgestellt und dies mit der Praxis von Rating-Agenturen, Rating-Aktionen nach Börsenschluss zu veröffentlichen, erklärt.²⁷ Die Uhrzeiten der hier untersuchten Ereignisse, die in Erfahrung gebracht werden konnten,²⁸ zeigen jedoch, dass die Ankündigungen zu den Handelszeiten der New York Stock Exchange erfolgten, wo die untersuchten US-Bankaktien gehandelt werden. Somit war die neue Information durchaus für Investoren zugänglich, sie schien sich dennoch erst am Ende des auf die Rating-Meldung folgenden Handelstages vollständig im Preis der Bankaktien widerzuspiegeln.

Die verzögerte Reaktion könnte durch die indirekte Natur des Einflusses bedingt sein. So könnten die Bankaktionäre zunächst die direkten Werteffekte der Länderrating-Meldungen sowie Ansteckungseffekte auf andere Länder abwarten, um die Auswirkung auf die Bankaktien abschätzen zu können und entsprechend zu handeln.

Die Vermutung liegt nahe, dass die Aktien von Banken mit internationaler Ausrichtung und starkem Handelsgeschäft stärkere Kursreaktionen zeigen als diejenigen von regional agierenden Geschäftsbanken. Die Quartalsergebnisse und/oder Geschäftsberichte der größten Banken der Stichprobe zeigen in der Tat ein größeres Exposure gegenüber europäischen Staaten, weshalb die Reaktion dieser Institute auf Rating-Meldungen gemäß Hypothese H1 auch stärker ausfallen sollte. Die Zusammen-

²⁷ Vgl. *Steiner/Heinke* (2001), S. 145. Die Autoren untersuchen allerdings deutsche Eurobonds und gehen somit von hiesigen Handelszeiten aus.

²⁸ Auf Anfrage erklärte Standard & Poor's, dass die Veröffentlichungszeit von Rating-Meldungen ihrer Agentur erst seit November 2012 gespeichert wird und somit für historische Rating-Ereignisse nicht mehr verfügbar ist.

setzung des untersuchten Bankenkollektivs könnte daher die Ergebnisse beeinflussen. Deshalb wurde in einem weiteren Untersuchungsschritt ein Bankenkollektiv gebildet, welches ausschließlich die sechs bzw. zehn (bei Meldungen vor Juli 2007) größten US-Finanzkonzerne mit starkem internationalem Handelsgeschäft enthält. Die diesbezüglichen Ergebnisse befinden sich im unteren Teil von Tabelle 3. Die Tendenz, die sich bei der Auswertung aller Banken abzeichnete, bestätigt sich für das kleinere Kollektiv. Für die reduzierte Bankenauswahl ergibt sich eine signifikant negative abnormale Rendite von ca. einem Drittel Prozent an t_1 für negative Rating-Meldungen. Diese ist zum 5 %-Niveau statistisch signifikant (Standard- t -Test). Der Boehmer-Test weist zwar nur einen p -Wert von 10,1 % auf, der nicht-parametrische Test bestätigt hingegen wiederum die Signifikanz. Obwohl die Differenz zwischen den Reaktionen an t_1 der beiden Bankenkollektive statistisch nicht signifikant ist (Mittelwertvergleich verbundener Stichproben: t -Wert = -0.534), spricht die Signifikanzsteigerung dennoch für einen (die Reaktion verstärkenden) Einfluss der Größe einer Bank bzw. der Internationalität ihres Handelsgeschäfts.

Um herauszufinden, welche Faktoren die abnormalen Renditen beeinflussen, wurde entsprechend Gleichung (5) eine multiple Regression implementiert, deren Ergebnisse in Tabelle 4 dargestellt sind.²⁹ Aufgrund der ausgeprägteren Resultate wird für diese Analyse ebenfalls das reduzierte Bankenkollektiv verwendet ($B = 6$ bzw. 10).³⁰

Von signifikantem Einfluss auf die abnormale Rendite ist in allen Modellen der Fakt, ob eine Bank zum von der Rating-Meldung betroffenen Land ein mittleres Exposure von mindestens 10 Mrd. US-Dollar hat (EXPD).³¹ Wenn die Banken ein hohes Risiko-Exposure gegenüber den Ländern haben, fällt die Kapitalmarktreaktion deutlich negativer aus. In Modell 2 und 3 ist die abnormale Rendite in diesem Fall um 0,69 Prozentpunkte geringer. Ein signifikanter Einfluss des exakten Betrags des

²⁹ Als abhängige Variable wurde, aufgrund der Ergebnisse der Ereignisstudie, die abnormale Rendite am Tag nach der Veröffentlichung verwendet (AAR_1).

³⁰ Für das gesamte Bankenkollektiv ($B = 38$ bzw. 42) sind die Ergebnisse qualitativ gleich, jedoch von geringerer Signifikanz. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurden sie hier nicht separat aufgeführt.

³¹ Alternativ wurde auch der Schwellenwert von 1 Mrd. US-Dollar gewählt, was in der Variablen EXPD zusätzlich Portugal, Ungarn und Zypern einschließt. EXPD verliert dadurch an Signifikanz, was mit den regulatorischen Vorschriften für US-Banken ab einem Auslandsexposure von 10 Mrd. US-Dollar zusammenhängen könnte (vgl. Fußnote 11). Qualitativ ändern sich die Ergebnisse jedoch nicht.

Tabelle 4

**Einflussfaktoren auf die abnormale Rendite
bei US-Banken nach Rating-Meldungen
(Regressionskoeffizienten; *t*-Werte in Klammern)**

Negative Rating-Meldungen (<i>N</i> = 41)				Downgradings (<i>N</i> = 18)		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
Konstante	0.034 (0.091)	0.264 (0.675)	0.264 (0.898)	0.688 * (1.856)	0.830 ** (2.182)	0.675 * (1.834)
EXPD	– –	–0.692 ** (–2.129)	–0.692 ** (–2.164)	– –	–0.813 * (–2.010)	–0.968 ** (–2.479)
DOWN	–0.371 (–1.104)	–0.214 (–0.648)	–0.214 (–0.663)	– –	– –	– –
SP	–0.226 (–0.660)	–0.269 (–0.823)	–0.269 (–0.840)	–0.462 (–1.101)	–0.419 (–1.036)	– –
STEP	– –	– –	– –	–0.602 (–1.503)	–0.460 (–1.189)	– –
PRE	– –	– –	– –	–1.000 ** (–2.547)	–1.059 ** (–2.792)	–1.194 *** (–3.225)
EXP	–0.000 (–1.474)	– –	– –	–0.000 (–1.644)	– –	– –
ABS	–0.002 (–0.078)	0.000 (0.000)	– –	– –	– –	– –
<i>F</i> -Wert	1.000	1.618	2.217	3.845 **	4.449 **	7.691 ***
Adj. <i>R</i> ²	0.00 %	5.82 %	8.37 %	40.10 %	44.80 %	44.05 %

***, ** und * zeigen statistische Signifikanz zum Niveau von 1 %, 5 % bzw. 10 % an.

Exposure auf den Umfang der Reaktionen ist jedoch nicht festzustellen (Modell 1: EXP, *p*-Wert 14,9 %). Aus diesem Grund muss Hypothese H3 abgelehnt werden. Offensichtlich hat nicht die Höhe des Exposure einen Einfluss auf die Reaktion der Bankaktien sondern eher der Fakt, ob es sich beim betroffenen Land um eines der Krisenländer Griechenland, Irland, Italien oder Spanien bzw. Polen oder Großbritannien handelt (vgl. Abb. 2).

Die geschätzten Koeffizienten für DOWN und SP sind statistisch nicht signifikant. Ob es sich bei einer negativen Rating-Meldung um ein Downgrading handelt bzw. ob eine negative Ankündigung von der Agentur Standard & Poor's stammt, wirkt sich demnach nicht auf die Kursreaktion der betrachteten Banken aus. Somit wird Hypothese H4 widerlegt,

wohingegen H5 bestätigt wird. Der zeitliche Abstand zur vorherigen Rating-Meldung (ABS) bleibt ebenfalls ohne Signifikanz, womit auch H8 widerlegt wird. Bei Vernachlässigung der Variablen ABS steigt das adjustierte Bestimmtheitsmaß von 5,8 % auf 8,4 %, die Variablen EXPD, DOWN und SP sind jedoch nach wie vor nicht gemeinsam zum 10 %-Niveau signifikant (Modell 3: p -Wert 10,2 %). Insgesamt bleibt der Erklärungsgehalt der in die Regression eingegangenen Variablen in Modell 1 bis 3 damit gering. Nur der Exposure-Dummy, der hauptsächlich die Meldungen von Krisenländern erfasst, hat einen Einfluss auf die Höhe der negativen Kapitalmarktreaktionen.

Auch *Steiner/Heinke* (2001) haben keinen wesentlichen Einfluss der veröffentlichenden Rating-Agentur festgestellt. *Brooks et al.* (2004) stellen dagegen nur signifikante Reaktionen auf Meldungen von S&P und Fitch fest. *Norden/Weber* (2004) finden in ihrer Studie dagegen keine Reaktion bei Rating-Meldungen von Fitch sowie einen negativen Einfluss vorheriger Rating-Meldungen auf die Aktienmarktreaktionen.

In Modell 4, 5 und 6 wurden anschließend nur Ankündigungen untersucht, bei denen es sich um Downgradings handelt. Der negative Einfluss des Niveaus des Bank-Exposure zum jeweiligen durch die Rating-Meldung betroffenen Land auf die abnormale Rendite bleibt auch in diesem Fall signifikant (EXPD; Modell 5 und 6). Der genaue Wert des Exposure (EXP; Modell 4) weist dagegen wie zuvor keinen signifikanten Einfluss auf die negativen Kursreaktionen auf. Weiterhin wurden die für Downgradings spezifischen Variablen PRE und STEP untersucht. Während PRE sich als hoch signifikant erweist, ist STEP ohne Einfluss auf die Höhe der abnormalen Renditen. Das heißt, dass zwar die Anzahl der Stufen, die ein Downgrading umfasst, keine Auswirkung hat, wohl aber ob das betreffende Land bereits zuvor unter Beobachtung mittels Credit Watch stand. Alle drei Modelle erklären mehr als 40 % der Schwankungen der abnormalen Renditen an t_1 . Der Koeffizient von PRE hat entgegen den Erwartungen jedoch ein negatives Vorzeichen. Das bedeutet, dass die negative Kursreaktion auf ein Downgrading umso stärker ist, wenn diesem bereits ein Credit Watch vorausging. Dies ist erstaunlich, da die Ankündigung eines Credit Watches die Information an den Markt tragen sollte, dass möglicherweise ein Downgrading zu erwarten sei und dieses daher häufiger antizipiert werden sollte. Folglich wurden auch die Hypothesen H6 und H7 widerlegt.

Während *Steiner/Heinke* (2001) keinen Einfluss eines vorherigen Credit Watch bei Anleihen feststellen konnten, decken sich die Ergebnisse

mit denen von *Micu et al.* (2004), die für den CDS-Markt auch Preisreaktionen auf Downgradings trotz vorangegangenen Credit Watch fanden. Das gefundene Ergebnis sollte dennoch mit Vorsicht interpretiert werden, da ein Stichprobenumfang von 18, darunter 8 Downgradings mit vorherigem Credit Watch, nur begrenzt belastbare Ergebnisse bietet. Die Beobachtung, dass die Anzahl der Stufen einer Rating-Änderung nicht ausschlaggebend für die Höhe der Kursreaktion ist, steht dagegen im Einklang mit der bisherigen Literatur.^{32, 33}

V. Zusammenfassung und Ausblick

Die im Zuge der Finanz- und Schuldenkrise deutlich gewordene Vernetzung der internationalen Kapitalmärkte wurde in der vorliegenden Studie anhand der Kapitalmarktreaktionen von US-Banken auf Rating-Änderungen europäischer Staaten untersucht. Dabei stellte sich heraus, dass die Aktien von US-Banken nach Veröffentlichung einer negativen Rating-Meldung signifikante Kursverluste erleiden. Betrachtet man nur die größten Bankinstitute, ist der Effekt noch ausgeprägter, was an dem größeren Handelsgeschäft und somit einem größeren Risiko-Exposure zum europäischen Raum liegen mag. Ist die Meldung einer Rating-Agentur jedoch positiv, zeigt sich keine abnormale Kursreaktion.

Unter den Treibern der Werteffekte infolge negativer Ankündigungen spielt vor allem die Tatsache, ob zum betroffenen Land eine große Risikoposition (größer als 10 Mrd. US-Dollar) seitens der Banken besteht, eine große Rolle. Im Rahmen von Downgradings war zudem ein die negative Reaktion verstärkender Einfluss feststellbar, wenn das betroffene Land bereits unter Beobachtung (Credit Watch) derselben Agentur stand. Die untersuchten Kurseffekte scheinen dagegen nicht davon abzuhängen, ob es sich bei einer Ankündigung um ein Downgrading handelt, wie viele Stufen ein Downgrading umfasst, welche Rating-Agentur eine Meldung veröffentlicht und in welchem zeitlichen Abstand eine Ankündigung zur vorherigen Rating-Meldung liegt.

Die Ergebnisse zeigen, dass US-Großbanken ebenfalls von der europäischen Schuldenkrise betroffen sind, was vor allem dem großen Risiko-Exposure gegenüber Krisenstaaten wie Irland, Griechenland oder Spani-

³² Vgl. *Steiner/Heinke* (2001); *Brooks et al.* (2004).

³³ Die vorangegangenen Ergebnisse wurden ebenfalls durch univariate Regressionen sowie einen Mittelwertvergleich von entsprechenden Teilstichproben belegt: Es dominieren die signifikant negativen Einflüsse von EXPD und PRE.

en geschuldet ist. Mit dem Fortschreiten der Krise, nach dem jüngsten Hilfesuch für spanische Banken, sollten sich die internationalen Institutionen wie der Internationale Währungsfonds vor Augen führen, dass Qualitätsverschlechterungen bei europäischen Staatsschulden auch die Eigenkapitalbasis von US-Banken schmälern. Effekte bleiben eben nicht auf Europa beschränkt und Hilfen für europäische Staaten stützen auch Finanzsysteme in Ländern anderer Kontinente.

Literatur

Afonso, A./Furceri, D./Gomes, P. (2012), Sovereign credit ratings and financial markets linkages: Application to European data, in: *Journal of International Money and Finance* 31(3), 606–638. – Alsakka, R./ap Gwilym, O. (2010), Leads and lags in sovereign credit ratings, in: *Journal of Banking & Finance* 34(11), 2614–2626. – Alsakka, R./ap Gwilym, O. (2012a), Foreign exchange market reactions to sovereign credit news, in: *Journal of International Money and Finance* 31(4), 845–864. – Alsakka, R./ap Gwilym, O. (2012b), Rating agencies' credit signals: An analysis of sovereign watch and outlook, in: *International Review of Financial Analysis* 21(1), 45–55. – Alsakka, R./ap Gwilym, O. (2013), Rating agencies' signals during the European sovereign debt crisis: Market impact and spillovers, in: *Journal of Economic Behavior & Organization* 85(1), S. 144–162. – Bar-Isaac, H./Shapiro, J. (2012), Ratings quality over the business cycle, in: *Journal of Financial Economics* forthcoming – Boehmer, E./Masumeci, J./Poulsen, A. B. (1991), Event-study methodology under conditions of event-induced variance, in: *Journal of Financial Economics* 30(2), 253–272. – Brooks, R./Faff, R. W./Hillier, D./Hillier, J. (2004), The national market impact of sovereign rating changes, in: *Journal of Banking & Finance* 28(1), 233–250. – Dallochio, M./Hubler, J./Raimbourg, P./Salvi, A. (2006), Do upgradings and downgradings convey information? An event study of the French bond market, in: *Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA* 35(3), 293–317. – Dichev, I. D./Piotroski, J. D. (2001), The long-run stock returns following bond rating changes, in: *Journal of Finance* 56(1), 173–203. – Dornbusch, R./Park, Y. C./Claessens, S. (2000), Contagion: Understanding how it spreads, in: *The World Bank Research Observer* 15(2), 177–197. – Fama, E. F. (1970), Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, in: *Journal of Finance* 25(2), 383–417. – Ferreira, M. A./Gama, P. M. (2007), Does sovereign debt ratings news spill over to international stock markets?, in: *Journal of Banking & Finance* 31(10), 3162–3182. – Galil, K./Soffer, G. (2011), Good news, bad news and rating announcements: An empirical investigation, in: *Journal of Banking & Finance* 35(11), 3101–3119. – Gande, A./Parsley, D. C. (2005), News spillovers in the sovereign debt market, in: *Journal of Financial Economics* 75(3), 691–734. – Hand, J. R. M./Holthausen, R. W./Leftwich, R. W. (1992), The effect of bond rating agency announcements on bond and stock prices, in: *Journal of Finance* 47(2), 733–752. – Holthausen, R. W./Leftwich, R. W. (1986), The effect of bond rating changes on common stock prices, in: *Journal of Financial Economics* 17(1), 57–89. – Hooper, V./Hume, T./Kim, S.-J. (2008), Sovereign rating changes—Do they provide new information for stock markets?, in: *Economic Systems* 32(2), 142–166. – Hull, J./Pre-

descu, M./White, A. (2004), The relationship between credit default swap spreads, bond yields, and credit rating announcements, in: *Journal of Banking & Finance* 28(11), 2789–2811. – *Ismailescu, I./Kazemi, H.* (2010), The reaction of emerging market credit default swap spreads to sovereign credit rating changes, in: *Journal of Banking & Finance* 34(12), 2861–2873. – *Jorion, P./Zhang, G.* (2010), Information transfer effects of bond rating downgrades, in: *The Financial Review* 45(3), 683–706. – *Kaminsky, G./Schmukler, S. L.* (2002), Emerging market instability: Do sovereign ratings affect country risk and stock returns?, in: *The World Bank Economic Review* 16(2), 171–195. – *Karolyi, G. A.* (2003), Does international financial contagion really exist?, in: *International Finance* 6(2), 179–199. – *Li, H./Jeon, B. N./Cho, S.-Y./Chiang, T. C.* (2008), The impact of sovereign rating changes and financial contagion on stock market returns: Evidence from five Asian countries, in: *Global Finance Journal* 19(1), 46–55. – *MacKinlay, A. C.* (1997), Event studies in economics and finance, in: *Journal of Economic Literature* 35(1), 13–39. – *Micu, M./Remolona, E. M./Wooldridge, P. D.* (2004), Preiseffekte von Rating-Meldungen: Untersuchungen am Markt für Credit Default Swaps, in: *BIZ-Quartalsbericht*, Juni 2004. – *Myers, S. C./Majluf, N. S.* (1984), Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have, in: *Journal of Financial Economics* 13(2), 187–221. – *Norden, L./Weber, M.* (2004), Informational efficiency of credit default swap and stock markets: The impact of credit rating announcements, in: *Journal of Banking & Finance* 28(11), 2813–2843. – *Pinches, G. E./Singleton, J. C.* (1978), The adjustment of stock prices to bond rating changes, in: *Journal of Finance* 33(1), 29–44. – *Pukthuanthong-Le, K./Elayan, F. A./Rose, L. C.* (2007), Equity and debt market responses to sovereign credit ratings announcement, in: *Global Finance Journal* 18(1), 47–83. – *Steiner, M./Heinke, V. G.* (2001), Event study concerning international bond price effects of credit rating actions, in: *International Journal of Finance and Economics* 6(2), 139–157.

Zusammenfassung

Rating-Meldungen europäischer Staaten und Werteffekte bei US-Banken: Eine Note zur Interdependenz globaler Kapitalmärkte

Im Zuge der europäischen Schuldenkrise stellt sich die Frage, ob sich das Banken- und Finanzsystem der USA durch Ansteckungseffekte ebenso in Gefahr befindet. Vor dem Hintergrund zahlreicher Downgradings europäischer Staaten in den vergangenen Jahren werden im vorliegenden Beitrag Werteffekte von Rating-Meldungen auf US-Banken untersucht. Es zeigt sich, dass negative Meldungen signifikant abnormale Kursreaktionen hervorrufen, wovon besonders US-Großbanken mit hohem Risiko-Exposure gegenüber europäischen Krisenstaaten betroffen sind. Positive Meldungen ziehen dagegen keinerlei Effekte nach sich. Die Resultate belegen, dass die Konsequenzen der Schuldenkrise sich nicht allein auf Europa beschränken, sondern dass Hilfspakete für europäische Staaten auch die Finanzsysteme in Ländern anderer Kontinente stützen können. (JEL G14, G15, G21, G24)

Summary

European Sovereign Rating Announcements and Wealth Effects on US Banks: A Note on Global Capital Market Interdependence

In the course of the European sovereign debt crisis, the question has arisen as to whether the soundness of the US banking and financial system could be harmed by contagion effects. Considering the numerous downgradings of European countries in recent years, the current paper examines price effects of sovereign rating announcements on US banks. We find significantly negative abnormal returns following negative rating announcements. The effects are particularly strong for large US banks with high exposure to struggling European countries, such as Greece and Spain. On the contrary, positive rating announcements do not cause notable share price effects. Thus, the results provide evidence that the effects of the debt crisis are not solely limited to Europe. Instead, bailout packages for highly indebted European countries may also support financial systems in countries from other continents.