

Universität Konstanz

Fachbereich Politik- und Verwaltungswissenschaft

Bachelorarbeit

September 2006

Bestimmt deutsche Fiskalpolitik
über den Wert des Euro?

-

Veränderungen des Euro-Dollar-Wechselkurses auf
Grund von Verstößen Deutschlands gegen den
Stabilitäts- und Wachstumspakt

Erstgutachter: Prof. Dr. Gerald Schneider

Zweitgutachter: Prof. Dr. Markus Freitag

Johannes Alexeew

Blautalstraße 6

89134 Blaustein

Matrikel-Nummer: 01/549281

INHALTSVERZEICHNIS

1. EINLEITUNG:	1
2. LITERATURÜBERSICHT:	3
3. THEORETISCHES MODELL:	8
a.) Der Stabilitäts- und Wachstumspakt	8
b.) Auswirkungen der Veröffentlichungen von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt auf den Euro-Dollar-Kurs	11
4. DATEN UND STATISTISCHES MODELL:	15
a.) Unabhängige Variablen	15
i.) Unabhängige Variable 1: Einsetzung eines Defizitverfahrens gegen Deutschland	16
ii) Unabhängige Variable 2: Deutschland kann Pakt nicht einhalten	17
iii.) Unabhängige Variable 3: Schlechte Nachricht für das Einhalten des Paktes	17
b.) Abhängige Variable.....	18
c.) Kontrollvariablen.....	19
d.) Statistisches Modell	20
5. EMPIRISCHE ERGEBNISSE:	23
a.) Einfluss von veröffentlichten Defizitverfahren und Sanktionen auf den Euro-Kurs	23
b.) Einfluss von veröffentlichten Verstößen gegen das Neuverschuldungs-Kriteriums	26
c.) Einfluss von schlechten Nachrichten für den Stabilitätspakt auf den Euro-Kurs	29
6. SCHLUSSFOLGERUNG:	31
LITERATURÜBERSICHT	34

1. Einleitung:

Wechselkurse stellen für Volkswirtschaften und Ökonomen eine sehr bedeutsame Größe dar und wurden schon seit Jahrzehnten von vielen Studien als Untersuchungsobjekt gewählt. Die enorme Bedeutung von Wechselkursen ist vor allem damit zu erklären, dass sie für die Wettbewerbsfähigkeiten einer Ökonomie mitentscheidend sind. Durch kurzfristig relativ stabile Preisniveaus und Löhne in den Landeswährungen führen Wechselkursänderungen zu teilweise beträchtlichen „changes in competitiveness and hence in employment“ (Dornbusch 1986: 210).

Trotz der hohen Aufmerksamkeit, die der Untersuchung der Determinanten der Wechselkurse geschenkt wird, sind Wechselkursschwankungen bis heute noch größtenteils unerklärt. Als Beitrag, etwas Licht in Wechselkursbewegungen zu bringen, soll in dieser Arbeit unter Verwendung einer GARCH(2,1)-Regressionsanalyse die Fragestellung untersucht werden, wie sich die in drei verschiedenen deutschen Tageszeitungen veröffentlichten Bekanntgaben von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt auf das Niveau und die Volatilität des täglichen Euro-Dollar-Wechselkurses für den Zeitraum vom 01.01.1999 bis zum 31.12.2004 auswirken.

Die vorliegende Arbeit baut dabei auf zwei grundlegende Annahmen über Wechselkursmärkte auf. Zum einen werden Devisenmärkte als effiziente Märkte angesehen. Märkte sind nach dem Begründer der *Efficient Market Hypothesis (EMH)* Eugene Fama dann effizient, wenn die auf ihnen festgelegten Preise alle erhältlichen Informationen widerspiegeln (siehe Fama 1969 und 1970). Konsequenterweise fließen auf effizienten Märkten jegliche relevante neue Informationen zu jedem Zeitpunkt in die Preise der gehandelten Wertpapiere ein, in anderen Worten werden sämtliche Neuigkeiten unverzüglich eingepreist. Die *EMH* impliziert dabei, dass die an den Märkten agierenden Akteure rationale Erwartungen besitzen, d.h. keine systematischen Fehler bei der Verwendung der erhaltenen Informationen machen und nach demselben Modell handeln¹ (Visser 2004).

Die zweite Annahme besagt, dass die kurzfristigen Bewegungen der auf den Devisenmärkten gehandelten Währungen mit dem so genannten *Asset Model* erklärt

¹ Zwar wird die Annahme, dass Finanzmärkte effizient sind und Marktteilnehmer alle nach dem gleichen, richtigen Modell handeln von Seiten des neueren Konzepts des *Behavioral Finance* abgelehnt (siehe Shleifer 2000). Trotzdem wird auch von dieser Seite nicht abgestritten, dass ankommende Informationen nach wie vor die entscheidende Rolle in der Erklärung von Preisbewegung auf Finanzmärkten spielen.

werden können. Nach diesem Modell werden Wechselkurse zwischen Währungen durch das Angebot und die Nachfrage nach diesen bestimmt (siehe Frenkel 1980; Visser 2004). Der vermutete Zusammenhang zwischen Veröffentlichungen der Verstöße Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt und dem Euro-Kurs wird folgendermaßen erklärt: Durch die bekannt gegebenen Verletzungen des Paktes von Seiten Deutschlands werden den Marktteilnehmern an den Wechselkursmärkten neue relevante Informationen bereitgestellt, welche die Erwartungen der Anleger verändern, sich somit auf die Euro-Nachfrage auswirken und damit einhergehend das Niveau des Euro-Dollar-Kurses beeinflussen. Gleichzeitig wird erwartet, dass die bekannt gegebenen Verstöße gegen den Pakt die Unsicherheit auf den Devisenmärkten erhöhen. Daraus resultierend sollte eine Veränderung der Konvergenz der Erwartungen zukünftiger Wechselkursverläufe entstehen und sich auf die Volatilität des Euro-Kurses auswirken.

Vor allem aus drei Gründen ist diese Arbeit innovativ und unterscheidet sich von ähnlichen Studien. Erstens ist nach meinem Kenntnisstand noch nie zuvor empirisch untersucht worden, wie Verstöße gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt auf den Euro wirken. Zweitens ist die Fragestellung der vorliegenden Arbeit deshalb interessant, weil analysiert wird, ob ein einziges Land - in diesem Fall Deutschland - durch exzessive Fiskalpolitik die gemeinsame Währung einer ganzen Währungsunion beeinflussen kann. Drittens ist an dieser Arbeit ungewöhnlich, dass der Einfluss auf eine abhängige Variable durch drei verschiedene Kategorien oder Formen der unabhängigen Variablen untersucht wird. Dadurch soll festgestellt werden, ob verschieden deutliche Veröffentlichungen von Verstößen Deutschlands gegen den Pakt einen unterschiedlich starken Einfluss auf das Niveau und die Volatilität des Euro-Dollar-Kurses haben.

Die Arbeit ist folgendermaßen strukturiert: Der erste Teil gibt eine knappe Übersicht über die relevante Literatur. Anschließend wird der Zusammenhang zwischen den Veröffentlichungen von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt und dem Euro-Kurs näher erläutert und die in der vorliegenden Studie zu untersuchenden Hypothesen werden abgeleitet. Der nachfolgende Teil stellt das Untersuchungsdesign vor. Er beinhaltet die Beschreibung der verwendeten Variablen und des statistischen Modells. Im wichtigsten Teil werden dann die Ergebnisse der empirischen Untersuchung präsentiert. Eine abschließende Schlussfolgerung fasst die wichtigsten Resultate noch einmal zusammen.

2. Literaturübersicht:

Für die vorliegende Arbeit ist vor allem die Literatur zweier eng verwandter Forschungsgebiete relevant. Die wichtigsten Werke der beiden Literaturstränge werden nachfolgend vorgestellt, um auf die Lücke in ihnen aufmerksam zu machen, welche durch diese Studie geschlossen werden soll.

Die erste Forschungsrichtung, die so genannte politische Ökonomie der Finanzmärkte, beschäftigt sich allgemein mit dem Einfluss von bestimmten politischen Ereignissen auf Finanzmärkte. Sie unterstellt den analysierten politischen Geschehnissen dabei implizit, dass in ihnen bedeutsame Informationen für die jeweiligen Märkte enthalten sind und sie sich deshalb auf diese auswirken. Der andere relevante Literaturstrang, welcher teilweise nicht eindeutig von dem der politischen Ökonomie der Finanzmärkte getrennt werden kann, untersucht explizit die Auswirkung von Veröffentlichungen oder Bekanntmachungen (zumeist) makroökonomischer News auf das Niveau oder die Volatilität von Wechselkursen. Diese Neuigkeiten, von planmäßigen Veröffentlichungen makroökonomischer Fundamentaldaten bis hin zu Zeitungsberichten über Statements oder auch nur für die Märkte bedeutsamen, von Personen oder Institutionen ausgehenden Gerüchten, wurden dabei von den einzelnen in diesem Bereich tätigen Forschern in sehr vielen unterschiedlichen Formen in ihre Untersuchungen aufgenommen.

Ein Großteil der bedeutendsten Artikel jüngster Vergangenheit über die Beziehung von politischen Ereignissen und Finanzmärkten hat die zwei am besten entwickelten Märkte - die Aktien- und Devisenmärkte - als Untersuchungsobjekt ausgewählt. So erforschten etwa Schneider/Tröger (2006) die Auswirkung dreier militärischer Konflikte der 90er Jahre auf die Rendite und die Volatilität des Dow Jones Index und kamen zu dem Ergebnis, dass der Dow Jones und verschiedene an ihm gehandelte Sektoren durch diese Konflikte zeitweise profitierten. Besonders während des ersten Irak-Krieges haben beispielsweise die Verteidigungsindustrie und der Ölsektor stark an Wert zugelegt. In einer anderen Studie beschäftigen sich Leblang/Mukherjee (2005) mit der Frage, ob sich Erwartungen darüber, ob eine links- oder eine rechtsgerichtete Partei bevorstehende Wahlen in den USA oder in Großbritannien gewinnt, auf die Aktienmärkte auswirkt. Sie erhalten das Resultat, dass die untersuchten Aktienmärkte deutlich sensibel auf (prognostizierte) Wahlausgänge reagieren. Wichtige Beiträge hinsichtlich des Einflusses politischer Ereignisse auf Devisenmärkte wurden in jüngster Zeit beispielsweise von Bernhard/Leblang (2006a und 2006b) veröffentlicht. Bernhard/Leblang (2006a) stellten zum einen in einer sehr interessanten

Studie einen sich gegenseitig beeinflussenden Zusammenhang zwischen unerwarteten Veränderungen der Popularität der britischen Regierung und Wechselkursbewegungen des Pfundes gegenüber dem Dollar für den Zeitraum von 1987-2001 fest. Auch für verschiedene Perioden parlamentarischer Prozesse (Wahlkampf, Kabinettsauflösungen und –verhandlungen) können Bernhard/Leblang (2006b) für die untersuchten Länder Frankreich, Belgien, Schweden und Großbritannien zeigen, dass sich diese politischen Prozesse auf die Volatilität der Wechselkurse der jeweiligen Länder auswirken.

Sehr umfangreich ist die Literatur über die Wirkung von expliziten Veröffentlichungen makroökonomischer Neuigkeiten bzw. News auf das Niveau und die Volatilität von Wechselkursen. Eine beinahe unüberschaubar große Anzahl von Publikationen wurde bereits zu diesem Thema verfasst. Zu den wichtigsten Autoren dieser Forschungsrichtung gehören Ederington/Lee (1993) und Goodhart et al. (1993), welche als erste Dummy-Variablen für das Auftreten makroökonomischer Meldungen einführten, um die Auswirkungen dieser makroökonomischen News auf hochfrequente Wechselkurse zu untersuchen. Goodhart et al. (1993) analysierten den Einfluss zweier spezieller Ereignisse - die Bekanntgabe von US-Handelszahlen und die Erhöhung des UK-Basis-Zinssatzes - auf den Pfund-Dollar-Wechselkurs und fanden heraus, dass die Veröffentlichung dieser Neuigkeiten signifikanten Einfluss auf das Niveau und die Volatilität des Pfund-Dollar-Kurses ausübt. Ederington/Lee (1993) stellten in ihrer Analyse fest, dass bestimmte wiederkehrende Volatilitätsmuster des DM-Dollar-Wechselkurses von planmäßigen Bekanntgaben bestimmter makroökonomischer Fundamentaldaten hervorgerufen werden. Die Volatilität des DM-Dollar-Wechselkurses ist ebenfalls Gegenstand einer viel beachteten Studie von Andersen/Bollerslev (1998). Anhand täglicher und 5-Minuten-frequenziger Wechselkurse untersuchten die Autoren, von welchen Faktoren die *intra-daily* Volatilität des DM-Dollar-Wechselkurses determiniert ist und stellten fest, dass diese nur zum Teil von makroökonomischen Neuigkeiten bestimmt wird. Der andere Teil wird laut ihrer Analyse von Kalender-Effekten und Volatilitätsabhängigkeiten (so genannten ARCH-Effekten) bestimmt, welche wesentlich bedeutender für die gesamte Volatilität sind und den Einfluss der makroökonomischen Bekanntgaben schon nach kurzer Zeit abklingen lassen.

Um genaueres über die zeitliche Komponente der Volatilitätseffekte von makroökonomischen Neuigkeiten auf Wechselkurse zu erfahren, untersuchten sowohl DeGennaro/Shrieves (1997) als auch Bauwens et al. (2005) diese Effekte für die Zeiträume

unmittelbar vor, während und unmittelbar nach der Bekanntgabe dieser makroökonomischen News. DeGennaro/Shrieves (1997), welche den Einfluss von planmäßigen und überraschenden makroökonomischen und wirtschaftspolitischen News auf die Volatilität des Yen-Dollar-Wechselkurses betrachteten, kommen in ihrer Analyse zu dem Ergebnis, dass der Zeitraum vor der Bekanntgabe der Neuigkeiten nicht mit einer verstärkten Volatilität des Wechselkurses einhergeht. Ein gegensätzliches Resultat erhielten Bauwens et al. (2005) in ihrer neueren Studie über die Auswirkungen von planmäßigen und ungeplanten Neuigkeiten des Reuters-Nachrichten-Tickers - die sie in neun Kategorien einteilten - auf den Euro-Dollar-Wechselkurs. Sie stellten fest, dass bereits unmittelbar vor der planmäßigen Bekanntgabe ökonomischer News ein signifikanter Anstieg der Volatilität des Wechselkurses vonstatten geht. Für die Veröffentlichung unplanmäßiger Neuigkeiten konnten sie hingegen keinen signifikanten Einfluss auf die Volatilität des Euro-Dollar-Kurses beobachten. Dieses Ergebnis begründen sie damit, dass bei planmäßigen Veröffentlichungen makroökonomischer Daten Händler auf Grund persönlicher Erwartungen dazu neigen, schon vor der eigentlichen Bekanntgabe verstärkt Handel zu betreiben.

Melvin/Yin (2000) untersuchten explizit den Zusammenhang zwischen der Quantität aufkommender öffentlicher Informationen und der *quoting activity* als Substitut für das Handelsvolumen sowie der Volatilität des Yen-Dollar und des DM-Dollar-Wechselkurses. Die Anzahl der für die Finanzmärkte relevanten Neuigkeiten als Stromgröße erhielten die Autoren durch Messung aller Überschriften, die über den Finanzmarkt-Nachrichtenticker von Reuters liefen, ohne diese näher zu kategorisieren oder zu qualifizieren. Sie konnten zeigen, dass eine ungewöhnlich hohe Anzahl von neuen öffentlichen Informationen eine ungewöhnlich hohe *quoting activity* auf den entsprechenden Devisenmärkten und damit einhergehend eine signifikant hohe Volatilität dieser Wechselkurse verursacht. Neuere Möglichkeiten der Datenbeschaffung erlaubten es Chaboud et al. (2004), in einer späteren Studie den Einfluss der Veröffentlichung von US-makroökonomischen Wirtschaftsdaten direkt auf das Handelsvolumen der Euro-Dollar und Yen-Dollar Devisenmärkte zu untersuchen. Auch sie stellten fest, dass mit der Bekanntgabe marktrelevanter Neuigkeiten das Handelsvolumen auf den Wechselkursmärkten steigt und zu einer höheren Volatilität der Wechselkurse führt. Überraschenderweise ist dabei nicht nur die unerwartete Komponente der makroökonomischen News für diese Volatilitätseffekte verantwortlich. Die Autoren meinen dies mit den heterogenen Interpretationen dieser neuen Informationen von Seiten der Marktteilnehmer erklären zu können.

Die sehr interessante Frage, ob die die Devisenmärkte betreffenden makroökonomischen Neuigkeiten unterschiedlich stark auf die an ihnen gehandelten Wechselkurse wirken, untersuchten u.a. in einer neueren Arbeit Andersen et al. (2003). Sie definieren Neuigkeiten als den Unterschied zwischen erwarteten und realisierten Veröffentlichungen von makroökonomischen Fundamentaldaten und stellen in ihrer sehr breit angelegten Analyse des Einflusses von ökonomischen Bekanntgaben auf das Niveau von vier verschiedenen Wechselkursen fest, dass das Auftreten von unerwarteten Neuigkeiten zu Sprüngen in den jeweiligen Wechselkursen führt. Dieser Effekt, so die Autoren, ist aber keineswegs gleichmäßig verteilt und gleich stark, vielmehr wirken sich schlechte ökonomische Nachrichten deutlich stärker aus als gute Nachrichten.

Während die bisher vorgestellte Literatur zumeist die Veröffentlichung von makroökonomischen Fundamentaldaten als unabhängige Variable für ihre Untersuchungen verwendet, gibt es eine Reihe von Autoren, die vor allem in den letzten Jahren auf andere, subtilere wirtschaftliche News als erklärende Variable zurückgegriffen haben. Vor allem die Studien von Prast/de Vor (2005), Fatum/Hutchison (2002) und Jansen/de Haan (2005) sind dabei interessant, da sie in ihrer Art der hier vorliegenden Arbeit verwandt sind. Prast/de Vor (2005) untersuchten die Auswirkung eines sehr breiten Spektrums an für den Euro-Wechselkurs relevanten und in der holländischen Finanz-Zeitschrift „Het Finacial Newspaper“ veröffentlichten Neuigkeiten, darunter auch Statements von Zentral-Bänkern und Politikern, auf den Euro-Dollar-Wechselkurs. Sie kommen dabei zu dem Ergebnis, dass in Europa politische News und Statements von Zentral-Bank-Offiziellen einen signifikanten Einfluss auf den Euro-Dollar-Kurs besitzen. Zusätzlich fanden sie noch heraus, dass sich nur positive Statements - keine negativen - auf den Wechselkurs auswirken. Fatum/Hutchison (2002) verwendeten in ihrer viel beachteten Studie über den Einfluss von Interventionen der Europäischen Zentralbank (EZB) auf den Euro-Dollar-Wechselkurs die in einer Tageszeitung veröffentlichten Nachrichten über diese Eingriffe als unabhängige Dummy-Variable. Die beiden Autoren beschränkten sich dabei aber nicht nur auf tatsächlich realisierte Interventionen der EZB, sondern nahmen alle im Wall Street Journal publizierten Statements und Gerüchte von EZB-Offiziellen hinsichtlich bevorstehender Eingriffe in ihre Untersuchung auf. Als Resultat veröffentlichten sie, dass die offiziellen Statements, welche eine Intervention der EZB ablehnen, zu einer Abwertung des Euros führen, wohingegen positive Aussagen bezüglich eines EZB-Eingriffes keinen signifikanten Einfluss auf den Euro-Dollar-Wechselkurs haben. Eine ähnliche Arbeit

publizierten Jansen/de Haan (2005), in der sie sich ebenfalls mit Statements von EZB und Nationalbank-Offiziellen beschäftigen. Der Unterschied ihrer Analyse zu der von Fatum/Hutchison (2002) liegt darin, dass Jansen und de Haan sämtliche für den Euro-Dollar-Wechselkurs relevanten Statements dieser Offiziellen berücksichtigen. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass die untersuchten Aussagen wenig Einfluss auf das Niveau des Euros haben, dafür aber stark auf die Volatilität des Euro-Dollar-Wechselkurses wirken.

Obwohl sich die empirische Forschung, wie dargestellt, in der letzten Zeit verstärkt mit der Auswirkung von politischen und ökonomischen Neuigkeiten auf die europäischen Finanzmärkte beschäftigt, gibt es meines Wissens nach keine Studien, die untersuchen, wie Bekanntgaben von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitätspakt auf die an verschiedenen Märkten gehandelten Wertpapiere in Europa wirken. Die einzige mir bekannte Ausnahme bildet die Diplomarbeit „Markets, hear the signal: The effect of announced non-compliance with the Maastricht criteria on German bond markets“ von Gabrielle Ruoff (2005). In dieser Arbeit untersucht die Autorin den Einfluss deutscher Verstöße gegen die Maastricht-Kriterien auf das Niveau und die Volatilität deutscher Staatsanleihen. Diese Arbeit zeigt zwar sehr schön einen Zusammenhang zwischen der deutschen Fiskalpolitik und dem deutschen Staatsanleihenmarkt auf, jedoch wird auch von ihr nicht erfasst, wie sich Verstöße Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt auf das einzige auf den Finanzmärkten gehandelte gemeinsame europäische Wertpapier, den Euro, auswirken.

Um diese Lücke in der Literatur zu schließen, wird die vorliegende Arbeit den Einfluss von Verstößen Deutschlands gegenüber dem Stabilitäts- und Wachstumspakt auf den Euro-Kurs untersuchen. Damit knüpft sie zum einen an die Literatur der politischen Ökonomie der Finanzmärkte an, da sie die Auswirkung der Fiskalpolitik auf einen speziellen Finanzmarkt, den Devisenmarkt, als Forschungsgegenstand beinhaltet. Gleichzeitig führt sie die sehr ergiebige Forschungsrichtung, wie sich explizit bekannte gegebene ökonomische Neuigkeiten auf Wechselkurse auswirken, fort und schafft damit eine Verbindung zwischen diesen beiden Literatursträngen.

3. Theoretisches Modell:

In diesem Teil der Arbeit wird ausgeführt, warum Veröffentlichungen von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt einen Einfluss auf die gemeinsame europäische Währung – den Euro – haben. Zunächst werden die Entstehung sowie Inhalte und Ziele des Stabilitäts- und Wachstumspaktes im Überblick dargestellt. Anschließend werden der kausale Mechanismus des Zusammenhangs zwischen Veröffentlichungen der Verstöße und Veränderungen des Niveaus und der Volatilität des Euro-Kurses erläutert und die zwei im weiteren Verlauf zu überprüfenden Hypothesen abgeleitet.

a.) Der Stabilitäts- und Wachstumspakt

Mit dem Inkrafttreten der letzten und dritten Stufe der im Maastrichter Vertrag festgeschriebenen European Economic and Monetary Union (EMU) wurde in elf Mitgliedsstaaten² der EU am 01. Januar 1999 der Euro als einheitliche Währung eingeführt. Damit die Stabilität des Euros bereits vom Zeitpunkt seiner Einführung an bestmöglich gewährleistet war, mussten die an der gemeinsamen Währung teilnehmenden Länder vor ihrem Beitritt zur Währungsunion vier im Vertrag von Maastricht festgeschriebene Konvergenzkriterien³ (Preisstabilität, einheitliche langfristige Nominalzinsen, Währungsstabilität und einen ausgeglichenen Staatshaushalt) erfüllen⁴. Vor allem um dem Konvergenzkriterium zu genügen, das den Mitgliedsländern die meisten Probleme bereitete, nämlich ein nicht zu exzessiver defizitärer Haushalt (weniger als 3% Prozent des Bruttoinlandprodukts an Neuverschuldung), war unmittelbar vor dem Inkrafttreten der 3. Stufe des Maastrichtvertrages bei den meisten Mitgliedsländern ein deutliches Bestreben zur Minderung des Staatsdefizits zu beobachten⁵.

Aus Furcht davor, dass die vor der Einführung des Euros an den Tag gelegte Haushaltsdisziplin der teilnehmenden Länder direkt nach ihrer Aufnahme in die gemeinsame Währungsunion wieder abgelegt werden könnte - schließlich verloren die vier Aufnahmekriterien mit dem Eintritt der einzelnen Staaten in die EMU ihre Gültigkeit -

²Die einzelnen Länder sind: Luxemburg, Finnland, Frankreich, Deutschland, Portugal, Österreich, Italien, Irland, Spanien, Niederlande und Belgien.

³Näheres zu den einzelnen Konvergenzkriterien kann u.a. bei Hix (2005) nachgelesen werden.

⁴Streng genommen erfüllten nur drei der elf Mitgliedsstaaten im Referenzjahr 1997 die Auflagen der Maastricht-Kriterien (siehe Hix 2005).

⁵In einer Studie über verschiedene Faktoren und deren Einfluss auf Budgetdefizite der Mitgliedsländer der europäischen Union, stellten Freitag/Sciarni (2001) u.a. beispielsweise fest, dass sich von 1996 an die Budgetdefizite der Staaten, welche den Maastrichter Vertrag unterschrieben haben, signifikant von denen der Länder unterscheiden, welche dies nicht taten.

wurde auf Betreiben des damaligen deutschen Finanzministers Theo Waigel im Juni 1997 auf dem Treffen des Europäischen Rates in Amsterdam der Stabilitäts- und Wachstumspakt beschlossen (Beetsma/Uhlig 1999; Eichengreen/Wyplosz 1998; Arestis et al. 2001).

Der Stabilitäts- und Wachstumspakt führt das Konvergenzkriterium des Maastrichter Vertrages von weniger als 3% Neuverschuldung des BIP auch über den Zeitpunkt des Eintrittes in die gemeinsame Währungsunion fort und benennt die Konsequenzen, die etwaigen Verstößen folgen. Er besteht aus zwei Vorschriften und einer Resolution, welche dem Rat, der Kommission und den Mitgliedsstaaten die Umsetzung des Paktes zuspricht (siehe Eichengreen/Wyplosz 1998; Chari/Kehoe 2004). Die beiden Vorschriften, die Gesetzeskraft besitzen, beinhalten zum einen das genau vorgegebene Defizitverfahren, das bei einem Überschreiten der Neuverschuldungsgrenze von 3 % des BIP angewendet wird, und zum anderen die Bestimmungen über die Beaufsichtigung eines eventuellen Defizitverfahrens. Wie genau das Defizitverfahren in seinen technischen Einzelheiten abläuft, ist für die Argumentation dieser Arbeit nicht bedeutsam und kann an anderer Stelle nachgelesen werden (siehe dafür Europäische Union 1997; Eichengreen/Wyplosz 1998). Wichtig ist nur, dass im Falle eines Defizitverfahrens die gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt verstoßenden Staaten mit einer empfindlichen Geldstrafe von bis zu 0,5 Prozent des BIP belegt werden können (siehe Eichengreen/Wyplosz 1998). Mit dieser drohenden Sanktion sollen die an der Währungsunion teilnehmenden Länder zu soliden, ausgeglichenen Staatshaushalten gezwungen und eine exzessive Staatsverschuldung verhindert werden.

Wie bereits erwähnt, wurde der Stabilitäts- und Wachstumspakt vor allem auf Grund der Initiative Deutschlands zwischen den an der gemeinsamen Währung teilnehmenden Nationen geschlossen. Warum aber waren die Mitgliedsländer überhaupt bereit, sich durch Vorgaben genauer Defizitkriterien in ihrer Fiskalpolitik einschränken zu lassen? Immerhin gaben die einzelnen Staaten mit der Übergabe aller geldpolitischen Rechte an die EZB schon eines der zwei bedeutendsten staatlichen Steuerungsinstrumente auf (siehe Arestis et al. 2001). Der Grund für die Zustimmung der Währungsunionsmitglieder zu dem Pakt ist die Angst vor dem Szenario, dass ein hohes Budgetdefizit eines Mitgliedslandes Druck auf die EZB ausüben könnte, seine Geldpolitik zu lockern (Beetsma/Uhlig 1999). Eine freizügigere Geldpolitik, mit anderen Worten eine Geldmengenerweiterung der EZB, führt zu einem Anstieg der Inflation, welche dank der gemeinsamen Währung der gesamte

Euroraum zu tragen hätte. Die durch die Inflation entstehenden Kosten, die in Folge einer zu exzessiven Staatsverschuldung eines einzelnen Mitgliedslandes verursacht werden könnte, würden also auf alle Länder der Währungsunion und deren Einwohner verteilt werden (Beetsma/Uhlig 1999). Aus diesem Grund - der Verteilung anstatt dem alleinigen Tragen der produzierten Inflationkosten - ist der Anreiz zu defizitärem Haushalt⁶ höher als dies noch der Fall vor einer gemeinsamen Währung war, da die einzelnen Regierungen „do not fully internalize the consequences of their individual debt policies for the common inflation rate“ (Beetsma/Jensen 2003: 189). Um diesen Anreiz einer übermäßigen Staatsverschuldung und den dadurch entstehenden Inflationsdruck zu verhindern, wurde der Stabilitäts- und Wachstumspakt ins Leben gerufen.

Die Wechselwirkung zwischen exzessiver Verschuldung der Mitgliedsstaaten und Inflationsdruck ist dabei äußerst komplex, und es existieren mehrere Erklärungen für diesen Zusammenhang. Die direkteste von vier verwendeten Argumentationsketten (siehe Beetsma/Uhlig 1999) besagt, dass eine erhöhte Staatsverschuldung *ceteris paribus* zu steigenden Zinssätzen und daraus resultierend zu Zinsdruck auf die EZB führt. Dieser für die EZB unliebsame Zinsdruck kann von ihr nur dadurch gesenkt werden, indem sie das Geldmengenwachstum steigert und damit die Inflation erhöht. Die zweite Erklärung wird von einigen Forschern durch die *Fiscal Theory of the Price Level* (siehe u.a. Woodford 2001; Gordon/Leeper 2006) geliefert. Die Verfechter dieser Theorie sind der Meinung, dass - im Gegensatz zu der klassischen Quantitätstheorie des Geldes⁷ - viel mehr die Fiskalpolitik und weniger die Geldpolitik für das Preislevel und damit für Inflation verantwortlich ist. Die dritte Erklärung des Zusammenhangs besagt, dass durch *deficit spending* direkt eine erhöhte Güternachfrage induziert und damit Inflationsdruck hervorgerufen wird. Schließlich wird die besagte Beziehung zwischen übermäßiger Staatsverschuldung und Inflationsdruck auch damit begründet, dass es unvorstellbar ist, dass die EZB tatenlos einer Schuldenanhäufung von Mitgliedsländern der Währungsunion zusehen kann. Zwar gibt es eine im Maastrichter Vertrag festgeschriebene *no-bailout* Regelung (siehe Eichengreen/Wyplosz 1998), trotzdem müsste die EZB wohl bei einem starken Preisabfall von Staatsanleihen und der drohenden Zahlungsunfähigkeit betroffener Regierungen eingreifen und die Staatsanleihen aufkaufen, um einen Bankrott zu verhindern. Damit würde ebenfalls die Geldmenge steigen und die Inflation erhöht werden.

⁶ Eine kompakte Übersicht der Erklärungen, dass und warum für Regierungen überhaupt ein Anreiz besteht, dauerhaft exzessive Fiskalpolitik zu betreiben geben Rotte und Zimmermann (1998).

⁷ Die Quantitätstheorie geht auf Irving Fisher (1913) zurück und besagt, dass Inflation durch die verfügbare Geldmenge bestimmt wird, also monetären Ursprung besitzt.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass der Stabilitäts- und Wachstumspakt abgeschlossen wurde, um zu verhindern, dass Mitgliedsstaaten Inflationsdruck innerhalb der europäischen Währungsunion erzeugen. Dieses Ziel der Vermeidung von möglichem Inflationsdruck ergibt vor allem auch deshalb Sinn, weil die Preisstabilität nach Artikel 105 Absatz 1 des Vertrags zur Gründung der Europäischen Gemeinschaft primäres Ziel der EZB ist (siehe Europäische Union 2002). Ob die Ausgestaltung des Stabilitäts- und Wachstumspaktes sinnvoll oder eher kontraproduktiv ist und durch einen alternativen Pakt ersetzt werden sollte, ist dabei eine andere Frage, die in dieser Arbeit nicht weiter verfolgt wird⁸.

b.) Auswirkungen der Veröffentlichungen von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt auf den Euro-Dollar-Kurs

Der Stabilitäts- und Wachstumspakt wurde, wie zuvor aufgezeigt, zwischen den Mitgliedern der Währungsunion geschlossen, um Inflationsdruck durch exzessive Staatsverschuldung zu verhindern. Wie aber kann ein Zusammenhang zwischen Veröffentlichungen von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt und dem Niveau und der Volatilität der gemeinsamen Währung des Euros erklärt werden?

Um diese Frage zu beantworten, muss an die zwei bereits in der Einleitung formulierten Annahmen angeknüpft werden. Die eine dieser Annahmen, welche in die Literatur als die so genannte *Asset Market Theory* der Wechselkurse eingegangen ist und auf die beiden Autoren Jacob A. Frenkel und Michael L. Mussa zurückgeht (siehe Frenkel 1981, Frenkel/Mussa 1980; Mussa 1982), besagt, dass Wechselkurse als relative Preise von Wertpapieren betrachtet werden müssen, die auf Märkten bestimmt werden, „where prices can be adjusted on a moment-to-moment basis to whatever “the market“ regards as the currently appropriate price“ (Frenkel/Mussa 1980: 375). Somit stellen Wechselkurse - in der kurzen Frist -, nichts anderes dar als die Preise anderer Wertpapiere, wie beispielsweise Aktien oder Staatsanleihen, die allesamt durch den Gleichgewichtspreis zwischen Angebot und Nachfrage bestimmt werden. Die wichtigste Implikation dieser *Asset Market Theory* der Wechselkurse ist, dass Wechselkurse sich nicht langsam verändern, sondern unmittelbar auf das Auftreten neuer Informationen reagieren und sich dem neu gegebenen Verhältnis zwischen Angebot und Nachfrage anpassen (Frenkel/Mussa 1980). Dass Wechselkursmärkte dabei nicht nur zu den am weitesten verbreiteten und am besten

⁸ Ausführliche Arbeiten zu diesem Thema könne unter anderem bei Eichengreen und Wyplosz (1998), Arestis et al. (2001) und Buiter/Grafe (2004) nachgelesen werden

entwickelten Finanzmärkten überhaupt zählen (siehe Bernhard/Leblang 2006a), sondern auch als effiziente Märkte nach der von Fama et al. (1969) formulierten *EMH* gelten, konnte Frenkel (1981) zeigen. Nach der *EMH* sind alle Märkte dann effizient, wenn die Preise der an ihnen gehandelten Wertpapiere zu jeder Zeit **alle** zur Verfügung stehenden Informationen widerspiegeln, auch die Informationen über Ereignisse, welche antizipiert werden, in der Zukunft stattzufinden⁹.

Die *Asset Market Theory* oder auch der *Asset Market Approach* der Determination der Wechselkurse, aufbauend auf der Annahme effizienter Wechselkursmärkte, besagt prägnant zusammengefasst, dass „the exchange rates are forward looking asset prices that react to changes in market`s expectation of future fundamentals“ (Dominguez/Panthaki 2006).

Die Erwartungen über gegenwärtige und zukünftige Ereignisse der Marktteilnehmer und damit einhergehend über zukünftige Wechselkursverläufe auf den Devisenmärkten können dabei nur durch Nachrichten bzw. neue Informationen verändert werden, die wirklich unerwartet auftreten (siehe Frenkel 1981; Mussa 1982). Alle Bekanntgaben von marktrelevanten Informationen, welche vorher schon genau so antizipiert wurden, können keinen Einfluss auf das Niveau der Preise von Wertpapieren an effizienten Finanzmärkten nehmen, da nach der *EMH* schon alle Informationen, die vorher bekannt waren, in die gegenwärtigen Preise eingeflossen sind.

Relevante Neuigkeiten für Devisenmärkte stellen die - in dieser Arbeit als unabhängige Variable verwendeten - News von Verstößen Deutschlands gegenüber dem Stabilitäts- und Wachstumspakt dar. Da Deutschland als größte Wirtschaftsmacht in der Europäischen Union als eines der „core countries“ (Gong et al. 1999: 1) der EMU angesehen wird und somit besondere Bedeutung für das Funktionieren der gesamten Währungsunion besitzt, kann davon ausgegangen werden, dass Bekanntgaben von deutschen Verletzungen des Defizitkriteriums von 3% Neuverschuldung, gemessen am BIP, besonders wichtige Nachrichten für die Finanzmärkte darstellen. Des Weiteren wurde durch die Tatsache, dass der Stabilitäts- und Wachstumspakt eine explizite Obergrenze der Neuverschuldung vorgibt, den Teilnehmern der Finanzmärkte ein Entscheidungskriterium an die Hand gegeben, ab wann ein Haushaltsdefizit als übermäßig anzusehen ist (Mosley 2004). Aus diesem Grund kann damit gerechnet werden, dass alle Marktteilnehmer diese Verstöße gegen den Pakt zur Kenntnis nehmen und die Staatsverschuldung als zu hoch ansehen.

⁹ Auf die Unterscheidung der 3 verschiedenen Formen der *EMH* wird nicht näher eingegangen, da es für diese Arbeit nicht wichtig ist, ob die *EMH* in ihrer halbstarken oder starken Form auf Wechselkursmärkte zutrifft. Für nähere Einzelheiten siehe Fama (1970).

Aber wie genau wirken sich die neuen Informationen der Bekanntgaben von deutschen Verstößen gegen den Pakt auf die Erwartungen der Marktteilnehmer aus? Da, wie im vorherigen Abschnitt detailliert erklärt wurde, exzessive Staatsverschuldung zu Inflationsdruck auf die EZB führt, ist als Reaktion auf die Bekanntgabe der Verstöße zu erwarten, dass die EZB an Glaubwürdigkeit verliert, ihr primäres Ziel der Preisstabilität (siehe Sager/Taylor 2004) in Zukunft einhalten zu können. Aus diesem Grund verändern sich die Erwartungen der Marktteilnehmer und sie antizipieren, dass die Inflation steigen wird. Höhere Inflation wiederum führt zukünftig zu einer Abwertung der Währung des betroffenen Landes bzw. des betroffenen Währungsraums, in diesem Fall also zu einer Abwertung des Euros¹⁰. Zu dieser Abwertung wird es aber nicht erst dann kommen, wenn die Inflation tatsächlich auftritt. Da eine erwartete Abwertung zu einer sofort sinkenden Nachfrage des Euros führt, werden die Erwartungen über zukünftige Ereignisse direkt in die gegenwärtigen Preise aufgenommen bzw. eingepreist (siehe Frenkel/Mussa 1980): „An expected depreciation of the currency results in an immediate depreciation“ (Frenkel 1981: 685).

Aus diesem Zusammenhang lässt sich die erste Hypothese ableiten, die im Verlauf dieser Arbeit überprüft werden soll:

H1: Veröffentlichungen von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt führen zu einer Abwertung des Euros

Zusätzlich zu der vermuteten Abwertung des Euros als Folge von Verstößen Deutschlands gegen den Pakt ist noch eine andere Reaktion des Euros auf die Bekanntgabe dieser Verstöße zu erwarten.

Wie beschrieben, stellen Verkündigungen deutscher Missachtungen des Paktes neue bedeutsame Informationen für den Devisenmarkt dar, und die Erwartungen der Marktteilnehmer über zukünftige Kursverläufe werden stark beeinflusst und eventuell verändert. Generell wird in der Theorie bezüglich der Wechselkurse davon ausgegangen, dass in solchen „periods which are dominated by “news“ which alters expectations, exchange rates are likely to be more volatile“ (Frenkel 1981: 667).

Aber auch Nachrichten, die völlig mit den Erwartungen der Anleger übereinstimmen, können einen Einfluss auf das Handelsvolumen und somit auf die Volatilität des Wechselkurses nehmen (Chaboud et al. 2004). Dies ist dadurch zu erklären, dass die

¹⁰ Der Zusammenhang zwischen Inflationsanstieg und einer Währungsabwertung kann in jedem guten Makroökonomie-Lehrbuch (siehe bspw. Mankiw 2006) nachgelesen werden.

Marktteilnehmer unmittelbar nach dem Auftreten von die Devisenmärkte betreffenden Nachrichten noch nicht genau wissen, wie diese Informationen genau einzuordnen sind. Zwar sind alle Teilnehmer der Meinung, dass Verstöße Deutschlands gegen den Pakt Inflationsdruck hervorrufen werden; wie groß der Einfluss jedoch tatsächlich sein wird, ist nicht genau abzuschätzen. Es braucht eine gewisse Zeit, bis die Neuigkeiten einheitlich verarbeitet sind, und es herrscht zunächst Unsicherheit auf den entsprechenden Finanzmärkten. In diesem Zeitraum wiederum lassen sich zukünftige Kurse schwerer prognostizieren, und die Kursvorhersagen weichen stärker voneinander ab. Die Vorhersagen der Kursverläufe von Seiten der Marktteilnehmer sind zwar nach wie vor nicht mit systematischen Fehlern behaftet, sie weisen aber in Zeiten stärkerer Unsicherheit somit eine größere Varianz auf (siehe Leblang /Mukherjee 2006b), was gleichbedeutend mit einer höheren Volatilität ist. Die zweite Hypothese lautet deshalb:

H2: Veröffentlichungen von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt führen zu einer steigenden Volatilität des Euro

An dieser Stelle soll Folgendes betont werden:

Erstens haben theoretisch auch Bekanntgaben von einem Einhalten Deutschlands des Defizitkriteriums eine (positive) Auswirkung auf den Euro-Kurs. Da aber in der Literatur generell davon ausgegangen wird, dass negative Ereignisse einen stärkeren Einfluss auf Wechselkurse besitzen (siehe Andersen et al. 2003; Galati/Ho 2003), und da die später verwendeten statistischen Modelle so einfach wie möglich gehalten werden sollen, wird in dieser Arbeit nur der Zusammenhang zwischen Verletzungen des Stabilitäts- und Wachstumspaktes von Seiten Deutschlands und dem Euro-Kurs untersucht. Für diese Entscheidung spricht zusätzlich der enge Rahmen einer Bachelorarbeit.

Zweitens wurde im Verlauf dieser Arbeit schon mehrfach darauf eingegangen, dass Informationen nach der *EMH* nur dann einen Einfluss auf das Niveau der Wechselkurse haben, wenn diese überraschend sind und nicht antizipiert wurden. Wenn diese Nachrichten aber mit den Erwartungen der Marktteilnehmer übereinstimmen, haben sie dieser Theorie nach keine Auswirkung auf den Wert bzw. das Niveau des Euro-Kurses. Trotzdem können solche bereits antizipierten Nachrichten eine Wirkung auf die Volatilität ausüben (siehe Bernhard/Leblang 2006b; Chaboud et al 2004), da sich die Vorhersagen der zukünftigen Kursverläufe der Anleger unterscheiden, auch wenn sich die Marktteilnehmer einig sind, dass Inflationsdruck entsteht.

4. Daten und statistisches Modell:

Um die Frage beantworten zu können, wie sich Bekanntgaben von Verstößen Deutschlands gegen das 3 % Defizitkriterium des Stabilitäts- und Wachstumspakts auf den Euro-Kurs auswirken, muss eine geeignete Überprüfungsform der in den zwei aufgestellten Hypothesen formulierten Zusammenhänge gewählt werden. Grundsätzlich existieren in den Sozialwissenschaften zwar verschiedene Möglichkeiten, theoretisch abgeleitete Hypothesen zu testen (siehe King et al. 1994), für die in dieser Arbeit untersuchte Fragestellung kommt aber nur das quantitative Untersuchungsdesign einer Regressionsanalyse in Frage. Dies liegt daran, dass die Auswirkungen von Verkündigungen deutscher Verletzungen des Paktes auf den Euro-Kurs auf Grund des Intervallskalenniveaus der abhängigen Variablen quantitativ gemessen werden können. Da die Bekanntgaben der Verstöße zu unterschiedlichen, regelmäßigen Zeitpunkten über einen längeren Zeitraum hinweg betrachtet werden, bietet sich folgerichtig die Verwendung einer Längsschnittanalyse, genauer gesagt einer Zeitreihenanalyse als Untersuchungsform in der vorliegenden Arbeit an. Diese Wahl der Untersuchungsmethode stimmt auch mit derjenigen anderer Autoren überein, die vergleichbare Studien durchgeführt haben (siehe u.a. Bernhard/Leblang 2006b; Schneider/Tröger 2006).

In den nächsten Abschnitten werden die Operationalisierungen der in der Regressionsanalyse verwendeten unabhängigen Variablen, der abhängigen Variablen und der Kontrollvariablen näher erläutert. Anschließend wird die Notwendigkeit, in dieser Arbeit eine GARCH-Regression als spezifisches statistisches Modell zu verwenden, erklärt und auf dieses genauer eingegangen.

a.) Unabhängige Variablen

Die Operationalisierung der unabhängigen Variablen - der Veröffentlichungen von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt - und die von ihr generierten Daten werden teilweise aus Gabrielle Ruoff's Diplomarbeit „Markets, Hear the Signal: The Effect of Announced Non-Compliance with the Maastricht Criteria on German Bond Markets“ (Ruoff 2005) für diese Arbeit übernommen.

Ruoff hat sich in ihrer Diplomarbeit die Mühe gemacht, für den Zeitraum ab der Einsetzung des Stabilitäts- und Wachstumspaktes bis zum 31.12.2004 die Süddeutsche Zeitung, die Frankfurter Allgemeine Zeitung und das Wirtschaftsjournal Handelsblatt mit einer Inhaltsanalyse nach Artikeln unter anderem über Bekanntgaben deutscher

Verletzungen des 3% Neuverschuldungskriteriums zu durchsuchen. An allen Tagen, an denen in den drei genannten Druckschriften Bekanntgaben dieser Verstöße gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt veröffentlicht wurden, hat sie diese in verschiedene Kategorien aufgenommen und jeweils als Dummy-Variable kodiert¹¹.

Für diese Arbeit sollen drei der von Ruoff gewonnenen Dummy-Variablen als unabhängige Variablen verwendet werden. Der Grund, warum für die Untersuchung der Hypothesen drei verschiedene Kategorien bzw. Formen der unabhängigen Variablen verwendet werden, liegt in der Annahme, dass die Reaktionen der Marktteilnehmer sich in ihrem Ausmaß unterscheiden, je nachdem, wie deutlich die in den Zeitschriften veröffentlichten Bekanntgaben von Verstößen Deutschlands gegen den Pakt sind. Die drei für die Regressionsanalyse verwendeten Dummy-Variablen werden nachfolgend erläutert.

i.) Unabhängige Variable 1: Einsetzung eines Defizitverfahrens gegen Deutschland

Die erste für die Regressionsanalyse verwendete Dummy-Variable ‚def_verf_ja‘ gibt an, ob an den einzelnen Tagen des untersuchten Zeitraums in den oben genannten Journalen veröffentlicht wurde, dass gegen Deutschland ein Defizitverfahren eröffnet wird oder Sanktionen gegen Deutschland ergriffen werden. Für jeden Tag, an dem eine Nachricht mit diesem Inhalt in einer der drei Druckschriften erscheint, trägt die Dummy-Variable der Zeitreihe für diesen Tag den Wert 1, ansonsten den Wert 0.

Durch Nachrichten von einem eröffneten Defizitverfahren bzw. von verhängten Sanktionen gegen die Bundesrepublik wird den Marktteilnehmern eindeutig signalisiert, dass Deutschland den Stabilitäts- und Wachstumspakt gebrochen hat. Zusätzlich gibt ein Defizitverfahren bzw. geben Sanktionen an, dass Deutschland schon lange Zeit eine exzessive Staatsverschuldung betreibt, da den gegen den Pakt verstoßenden Staaten mindestens 2 Jahre lang die Chance gegeben wird ihren Staatshaushalt auszugleichen, bevor ein Defizitverfahren eröffnet wird (siehe Eichengreen/Wyplosz 1998). Aus diesem Grund ist davon auszugehen, dass solche Nachrichten das deutlichste Signal von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt und zukünftigem Inflationsdruck darstellen und somit den größten Einfluss auf das Niveau und die Volatilität des Euro-Kurses besitzen.

¹¹ Für das genaue Vorgehen der Inhaltsanalyse und der Kodierung der Variablen siehe Ruoff (2005).

ii) Unabhängige Variable 2: Deutschland kann Pakt nicht einhalten

Die Tage, an denen in den Zeitschriften veröffentlicht wurde, dass Deutschland das 3% Neuverschuldungskriterium des Stabilitäts- und Wachstumspakts nicht einhalten kann, werden durch die zweite Dummy-Variable ‚pakt_nein‘ erfasst. Kongruent zur ersten Variablen haben alle Tage der Zeitreihe den Wert 1, wenn an ihnen Bekanntgaben des Nichteinhaltens veröffentlicht wurden und den Wert 0, wenn nicht. Um messen zu können, ob es einen Unterschied macht, von wem die Aussage kommt, dass Deutschland den Stabilitäts- und Wachstumspakt nicht einhalten kann, wurde diese Variable zusätzlich in vier Sub-Dummy-Variablen aufgegliedert¹². Die einzelnen Subvariablen wurden dabei nach den jeweiligen Verkündern des Nichteinhaltens eingeteilt. Die Verkünder sind im Einzelnen der Finanzminister, die EU, deutsche Forschungsinstitute und öffentliche Einrichtungen (dazu zählt beispielsweise der Bundesrechnungshof).

iii.) Unabhängige Variable 3: Schlechte Nachricht für das Einhalten des Paktes

Die dritte für die Regressionsanalyse verwendete Dummy-Variable ‚pakt_badnews‘ gibt an, ob an den jeweiligen Tagen der Zeitreihe in den drei Zeitungen Nachrichten veröffentlicht wurden, dass Deutschland das Defizitkriterium von 3% Neuverschuldung wahrscheinlich nicht werde einhalten können. Wie bei den ersten beiden Variablen tragen Tage, an denen solche Veröffentlichungen realisiert wurden, den Wert 1 und Tage, an denen keine solche Nachrichten in den drei Drucksachen zu finden waren, den Wert 0. Von den drei genannten unabhängigen Variablen sollte diese den geringsten Einfluss auf das Niveau des Euros besitzen, da diese Variable die unsichersten Nachrichten über Verstöße Deutschlands beinhaltet. Die Marktteilnehmer erwarten durch diese Neuigkeiten nur in sehr geringem Maße zukünftige Inflation, immerhin ist es ja noch ungewiss, ob Deutschland das Kriterium der Neuverschuldung nicht vielleicht doch noch wird einhalten können.

Demgegenüber sind aber zwei grundsätzlich unterschiedliche Möglichkeiten vorstellbar, wie sich die Nachrichten von wahrscheinlichen Verletzungen des Paktes von Seiten Deutschlands auf die Volatilität des Euro-Kurses auswirken könnte. Zum einen ist es möglich, dass diese Veröffentlichungen in den Journalen den größten Einfluss der drei Dummy-Variablen auf die Volatilität des Euros haben werden, da diese Nachrichten die größte Unsicherheit auf den Devisenmärkten verursachen. Durch diese Art der Nachrichten

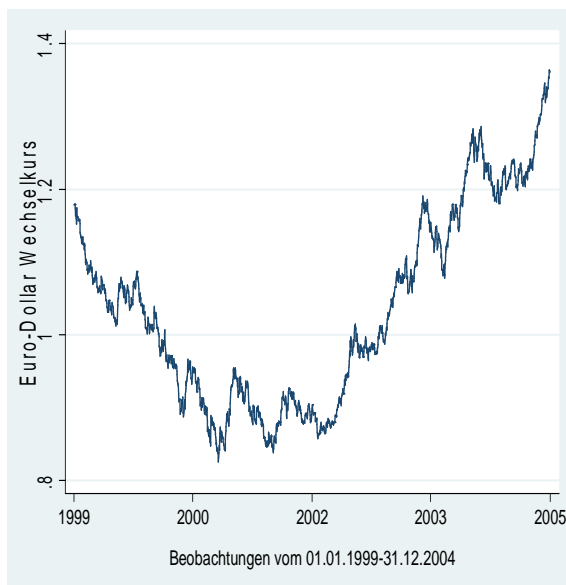
¹² Es wurden dabei nur die Subvariablen von Ruoff (2005) übernommen, welche mindestens fünf Ausprägungen der Dummy-Variablen mit einem Wert von 1 aufweisen.

wissen die Anleger nicht wie sie reagieren sollen. Ihre Kurserwartungen sind heterogen und der Euro-Kurs ist hohen Schwankungen ausgesetzt. Andererseits ist es aber auch sehr gut denkbar, dass gerade das Gegenteil der Fall ist. Die Nachrichten von nur wahrscheinlichen Verstößen werden von den Teilnehmern an den Devisenmärkten eventuell erst gar nicht berücksichtigt, weil sie viel zu unbedeutend und nicht konkret genug sind. Darum reagieren sie auch nicht darauf, und die Erwartungen über zukünftige Kursverläufe werden nicht verändert. Gleichzeitig wird dadurch auch nicht das Handelsvolumen des Euro beeinflusst, und die Volatilität des Euro-Dollar-Kurses sollte keinen signifikanten Schwankungen unterworfen sein.

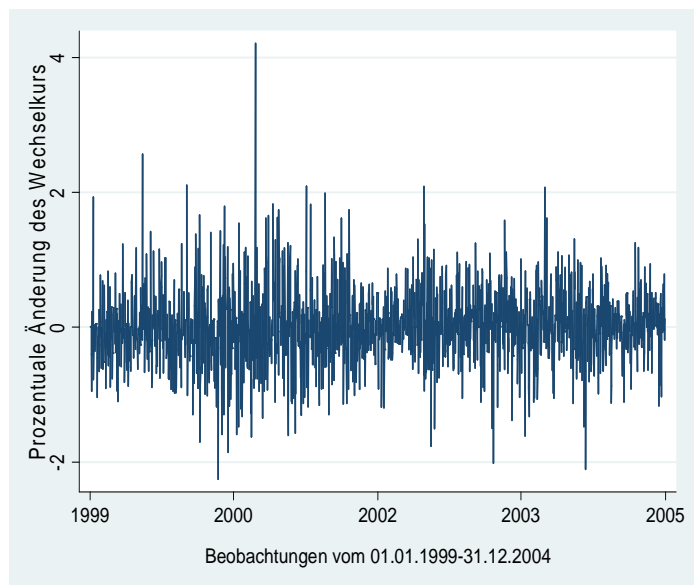
b.) Abhängige Variable

Als Operationalisierung der abhängigen Variablen wurde der tägliche Referenzkurs des Euro-Dollar-Kurses der EZB gewählt. Die Daten für diese Zeitreihe stammen von der Homepage der Deutschen Bundesbank¹³ und umfassen den Zeitraum ab der Einführung des Euros am 01.01.1999 bis zum 31.12.2004¹⁴. Da der Euro-Dollar-Wechselkurs nur an Werktagen gehandelt wird, wurden die fehlenden Werte an Wochenenden und Feiertagen analog zum Vorgehen anderer Studien (bspw. Schneider/Tröger 2006; Leblang/Mukherjee 2005) in der Zeitreihe durch extrapolieren generiert. Der Kursverlauf des Euro-Dollar-Wechselkurses für den in der Analyse untersuchten Zeitraum ist in der folgenden Grafik 1 wiedergegeben:

Grafik 1:



Grafik 2:



¹³ http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php?func=list&tr=www_s332_b01012_3

¹⁴ Der Zeitraum konnte leider nur bis zu diesem Datum gewählt werden, weil nur bis zu diesem Zeitpunkt Daten für die unabhängige Variable vorliegen.

Die dargestellte Grafik 1 zeigt sehr anschaulich, dass die in dieser Arbeit untersuchte Zeitreihe der Wechselkurse einem Trend folgt und somit nicht stationär ist. Bestätigt wird diese Vermutung durch einen Philips-Perron und einen Augmented Dickey-Fuller Test. Für beide Tests kann die Nullhypothese, dass die Zeitreihe einer *unit root* unterliegt, nicht abgelehnt werden. Dieses Ergebnis ist konsistent mit der Theorie über Wechselkurs-Zeitreihen, welche besagt, dass Wechselkurse grundsätzlich nicht stationär sind (siehe u.a. DeVries 1994). Um den Trend aus der Zeitreihe herauszubekommen, wurden die täglichen prozentualen Änderungen - oder auch Renditen - des Euro-Dollar-Wechselkurses ermittelt. Sie ergeben sich aus der Formel $R_{t,i} = 100 * [\ln(s_{i,t}) - \ln(s_{i,t-1})]$, wobei $s_{t,i}$ den täglichen Euro-Dollar-Referenzkurs darstellt. Die letztendlich in die Regressionsanalyse aufgenommene Zeitreihe der abhängigen Variablen ist in Grafik 2 abgebildet.

c.) Kontrollvariablen

Da der Euro-Wechselkurs generell von beliebig vielen Faktoren beeinflusst werden kann, ist es unmöglich, alle vorstellbaren Kontrollvariablen in eine Regressionsanalyse aufzunehmen und damit den Einfluss dieser Variablen konstant zu halten. Vermutlich aus diesem Grund werden in sämtlichen mir bekannten Untersuchungen, welche den Einfluss von News auf den täglichen Euro-Dollar-Kurs analysieren, keine Kontrollvariablen verwendet (siehe u.a. Fatum/Hutchison 2002; Jansen/de Haan 2005). Ungeachtet dessen bieten sich meiner Meinung nach dennoch zwei Kontrollvariablen für diese Studie an, um zumindest den Einfluss zweier bedeutsamer Faktoren auf die abhängige Variable zu kontrollieren.

Die erste der beiden verwendeten Kontrollvariablen stellt die um einen Tag zeitverzögerte abhängige Variable der Euro-Dollar-Wechselkursrendite dar. Sie wird für die Kontrolle von "historical factors that cause current differences in the dependent variable that are difficult to account for in other ways" (Wooldridge 2006: 315) verwendet. Der Einsatz der zeitverzögerten abhängigen Variablen als Kontrollvariable stimmt dabei mit einigen anderen ähnlichen Untersuchungen überein (siehe u.a. McGillivray 2003; Schneider/Tröger 2006).

Differenzierte Zinssätze auf US-Staatsanleihen werden als zweite Kontrollvariable der Regressionsanalyse in dieser Arbeit verwendet. Diese Kontrollvariable wurde aus folgenden theoretischen Überlegungen gewählt: Da ein höherer Zinssatz in den USA Anlegern einen größeren Anreiz bietet, Wertpapiere in den USA zu halten, steigt die Nachfrage nach US-Dollars, um US-Staatsanleihen kaufen zu können, während die

Nachfrage nach dem Euro zurückgeht. Der Euro-Kurs fällt. Der umgekehrte Zusammenhang gilt natürlich auch für sinkende US-Zinssätze, welche zu einer höheren Euro-Nachfrage und zu einem Anstieg des Euro-Wertes führen. Um diesen Einfluss der US-Zinssätze auf den Euro-Dollar-Wechselkurs konstant zu halten, wird der Zinssatz für 10-jährige Staatsanleihen als Kontrollvariable aufgenommen. Anleihen mit 10-jähriger Laufzeit werden deswegen gewählt, weil die Zinssätze zehnjähriger Staatsanleihen als die am meisten marktbestimmten aller Staatsanleihen gelten (Mosley 2003).

d.) Statistisches Modell

Wie bereits begründet wurde, soll die empirische Untersuchung im Rahmen dieser Arbeit mit Hilfe einer Regressionsanalyse durchgeführt werden. Dafür wird in solchen Fällen zumeist das einfachste Standardwerkzeug der statistischen Analyseverfahren, eine OLS-Regression (OLS für *ordinary least squared*), als klassisches lineares Regressionsmodell verwendet. Um eine OLS-Regression aber ohne die Gefahr unpräziser Ergebnisse durchführen zu können, müssen die nach ihren Begründern genannten Gauss-Markov Annahmen erfüllt sein (siehe u.a. Kühnel/Krebs 2001). Diese besagen, dass eine OLS-Regression nur dann BLU-Eigenschaft (*best linear unbiased*) aufweist, wenn die Residuen bzw. Fehler ε der Regression unkorreliert sind, der Erwartungswert dieser Fehler gleich null ist ($E(\varepsilon)=0$) und die Varianz der Fehler über die einzelnen Ausprägungen der Variablen gleich sind ($V(\varepsilon)=\sigma^2$)¹⁵. Wenn diese drei von Gauss und Markov formulierten Bedingungen nicht erfüllt sind, müssen verfeinerte Regressionsmodelle angewendet werden, welche die besonderen Umstände berücksichtigen (siehe Kohler/Kreuter 2006).

Gerade Zeitreihen-Daten der auf Finanzmärkten gehandelten Wertpapiere erfüllen die Bedingungen der Nicht-Autokorrelation und der Homoskedastizität in häufigen Fällen nicht. Das liegt daran, dass Finanzmärkte zu manchen Perioden einem größeren Risiko unterworfen sind als zu anderen. Zu diesen Zeiten des erhöhten Risikos ist die Volatilität der Wertpapiere und somit auch der Erwartungswert der Varianz der Fehlerterme höher, was sich in so genannten Volatilitäts-Clustern manifestiert (siehe Engle 2001). Die Varianz der Fehler ist also über den Zeitverlauf von den vorherigen Fehlertermen abhängig.

Um zu überprüfen, ob die in dieser Untersuchung analysierten Wechselkurs-Zeitreihen ebenfalls Autokorrelation und Heteroskedastizität aufweisen, wurden zwei verschiedene Tests angewendet. Die Überprüfung der Autokorrelation erfolgte mit Hilfe eines

¹⁵ Der Fall, dass die Varianz der Fehler der Regression über die einzelnen Ausprägungen gleich ist wird Homoskedastizität und der gegenteilige Fall Heteroskedastizität genannt. Wenn die Fehler untereinander korreliert sind, spricht man von Autokorrelation

Portmanteau Tests, und es zeigte sich, dass die Datenreihe der abhängigen Variablen eindeutig von Autokorrelation betroffen ist¹⁶. Für die Feststellung von Heteroskedastizität wurde ein Engle LM Test durchgeführt. Dieser Test lieferte ebenfalls ein eindeutiges Ergebnis. So kann die Nullhypothese, dass keine ARCH-Effekte in der verwendeten Datenreihe der Rendite der Wechselkurse vorliegen, verneint werden¹⁷. Um zu verhindern, dass durch das Verwenden einer einfachen OLS-Regression die Standardfehler und Konfidenzintervalle auf Grund der Autokorrelation und Heteroskedastizität zu eng gewählt werden und somit zu unpräzisen Schätzungen führen (Engle 2001), wird in dieser Arbeit ein so genanntes GARCH (2,1)-Modell benutzt.

Das von Bollerslev (1986) eingeführte GARCH-Modell ist eine Generalisierung der von Engle (1982) entwickelten ARCH-Modelle (ARCH steht für *autoregressive conditional heteroskedasticity* und GARCH für *generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*), welche entstanden, um dem Problem der Heteroskedastizität in Zeitreihen Herr zu werden. Der Vorteil bei der Anwendung von ARCH-Modellen auf Zeitreihen gegenüber dem Benutzen einfacher OLS-Regressionen besteht darin, dass diese Modelle Heteroskedastizität nicht als ein Problem, sondern stattdessen als Varianz betrachtet, die selbst in das Modell aufgenommen wird. Anstatt die Varianz der Fehlerterme als konstant anzusehen, wird diese Varianz als eine Funktion der Zeit modelliert. Diese konditionale Varianz wird von dem Modell zu jedem Zeitpunkt als gewichtete Funktion der vorherigen Fehler (ARCH Term) und der vorherigen Varianz (GARCH Term) geschätzt. Die Zahlen in der Klammer eines GARCH-Modells geben in folgender Reihenfolge an, wie viele GARCH- und ARCH-Terme in dem Modell verwendet werden. Zumeist werden dabei ein ARCH- und ein GARCH-Term aufgenommen, in manchen Fällen beschreiben Modelle mit mehreren dieser GARCH-Terme die Varianz aber besser (Engle 2001). Dies muss für jeden Fall individuell überprüft werden (Alexander 2001). Für die Daten der Zeitreihe der in dieser Arbeit untersuchten Rendite wurde festgestellt, dass ein GARCH(2,1)-Modell besser geeignet ist als ein GARCH(1,1)-Modell¹⁸. Das erstgenannte Modell wird aus diesem Grund vorgezogen.

¹⁶ Sowohl für 12 als auch für 40 *lags* (die Anzahl der *lags* gibt die zeitlichen Verzögerungen an) zeigen die Testwerte des Portmanteau Tests Autokorrelation für ein 1% Signifikanzniveau auf.

¹⁷ Durch ein ‚Heruntertesten‘ bis zu einem *lag* kann die Nullhypothese, dass die Zeitreihe keine Heteroskedastizität aufweist, für ein Signifikanzniveau von 5% abgelehnt werden.

¹⁸ Um das beste GARCH-Modell zu wählen, wurde die Autokorrelation der Rendite nach der Regression verglichen. Nach Alexander (2001) sollten die quadrierten standardisierten Renditen keine Autokorrelation aufweisen, wenn das GARCH-Modell adäquate gewählt wurde. Für eine GARCH(1,1)-Regression wurde nach wie vor Autokorrelation der quadrierten Residuen für die Ljung-Box Teststatistik Q(6) für sechs *lags* festgestellt. Die Ljung-Box Teststatistik Q(6) für sechs *lags* der quadrierten standardisierten Renditen nach

Da von GARCH-Modellen - im Gegensatz zur OLS-Regression - zusätzlich zu der Gleichung des Einflusses der unabhängigen Variablen auf die abhängige Variable auch noch die Varianz als Funktion der Zeit geschätzt wird, bestehen GARCH-Modelle aus zwei Gleichungen: Einer die den bedingten Mittelwert und einer, die die bedingte Volatilität modelliert. Die Schätzung dieser Parameter wird mit Hilfe von *maximum likelihood estimation* durchgeführt (Bollerslev 1986).

Die Gleichung des bedingten Mittelwerts des verwendeten GARCH (2,1)-Modells für die Renditen der Wechselkurse lautet:

$$R_t = \omega + \beta_i x_{i,t} + \varepsilon_t, \quad \text{mit } \varepsilon_t \approx (N, \sigma^2)$$

wobei R_t die Renditen des Euro-Wechselkurses zum Zeitpunkt t , ω eine Konstante, $\beta_i x_{i,t}$ die gewichteten unabhängigen Variablen und ε_t der normalverteilte Fehlerterm mit der Varianz σ^2 sind.

Die Gleichung der bedingten Varianz bzw. Volatilität¹⁹ der Renditen des GARCH(2,1)-Modells ist:

$$\sigma^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \delta_i I_{i,t}$$

und ergibt sich aus der Konstanten ω , dem ARCH-Term $\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$, den GARCH-Termen $\beta_1 \sigma_{t-1}^2$ und $\beta_2 \sigma_{t-2}^2$, sowie den gewichteten unabhängigen Variablen $\delta_i I_{i,t}$.

Um die erste der beiden Hypothese zu überprüfen, wurden die verschiedenen unabhängigen Variablen jeweils mit den Kontrollvariablen in die Gleichung der bedingten Mittelwerte eingesetzt. Damit soll die Niveau-Änderung der Rendite des Euro-Dollar-Wechselkurses für die verschiedenen Kategorien der Bekanntgabe von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt untersucht werden.

Die unabhängigen Variablen wurden, um die zweite Hypothese zu testen und deren Einfluss auf die Volatilität der Renditen festzustellen, in die Gleichung der bedingten Varianz aufgenommen. Im nächsten Teil dieser Arbeit werden die Ergebnisse der GARCH-Regression vorgestellt.

einer GARCH(2,1)-Regression hingegen weist keine signifikante Autokorrelation auf. Zusätzlich zeigen sowohl das AIC (*Aikake Information Criterion*) als auch das BIC (*Bayesian Information Criterion*) Informationskriterium für ein GARCH(2,1)-Modell einen niedrigeren Wert und somit bessere Anpassungsgüte auf die Daten an.

¹⁹ Bedingte oder konditionale Varianz ist das gleiche wie bedingte oder konditionale Volatilität (siehe Alexander 2001). Beide Begriffe werden in der Literatur der Ökonometrie synonym verwendet.

5. Empirische Ergebnisse:

Wie reagiert der tägliche Euro-Dollar-Wechselkurs auf unterschiedlich deutliche Veröffentlichungen deutscher Verstöße gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt? Diese Frage soll in diesem Abschnitt beantwortet werden. Dazu werden die Ergebnisse der durchgeführten Regressionen für die einzelnen Kategorien der unabhängigen Variablen nacheinander vorgestellt. Die Übersicht der Resultate der einzelnen GARCH-Regressionen sind in Tabelle 1 dargestellt:

Tabelle 1: GARCH(2,1)-Modell; abhängig Variable täglicher Euro-Dollar-Kurs

	Defizitverfahren	Verstoß gegen Kriterium	Schlechte Nachrichten
Bedingte Mittelwertsgleichung:			
Niveau	0.0055 (0.4406)	-0.0224 (0.0691)	0.0083 (0.0712)
Zinssatz USA	-0.7130 *** (0.1814)	-0.8129 *** (0.1793)	-0.8065 *** (0.1796)
Zeitverzögerter Wechselkurs	0.1334 *** (0.0219)	0.1329 *** (0.0226)	0.1325 *** (0.0226)
Konstante	0.0096 (0.0103)	0.0076 (0.0102)	0.0071 (0.0102)
Bedingte Varianzgleichung:			
Volatilität	1.6158 *** (0.2505)	0.3121 * (0.1835)	-0.0791 (0.2202)
Konstante	-1.5859 *** (0.0446)	-1.6630 *** (0.0399)	-1.6457 *** (0.0406)
L1.arch	0.1026 *** (0.0155)	0.1474 *** (0.0197)	0.1449 *** (0.0199)
L1.garch	0.3413 *** (0.0306)	0.3090 *** (0.0531)	0.3115 *** (0.0546)
L2.garch	-0.2509 *** (0.0322)	-0.1921 *** (0.0416)	-0.1961 *** (0.0433)
Beobachtungen	2190	2190	2190
Portmanteau Test; P-Wert	0.2084	0.2292	0.2898
Standardfehler in Klammern; * signifikant bei 10%, **signifikant bei 5%, ***signifikant bei 1%			

a.) Einfluss von veröffentlichten Defizitverfahren und Sanktionen auf den Euro-Kurs

Die Ergebnisse der ersten Regressionsanalyse, welche den Einfluss von Veröffentlichungen der Einsetzung eines Defizitverfahren oder Sanktionen gegen Deutschland untersucht, sind in der zweiten Spalte der Tabelle 1 zu finden.

Wie in der letzten Zeile dieser Spalte zu sehen ist, weist der Portmanteau Test für Autokorrelation der standardisierten Residuen eine nicht signifikante Teststatistik für das verwendete Modell auf. Das bedeutet, dass durch die Wahl des geeigneten Regressions-Modells das Problem der Autokorrelation in der Zeitreihe beseitigt werden konnte und Heteroskedastizität keine Rolle mehr spielen sollte.

Die Koeffizienten der ARCH- und GARCH-Parameter sind allesamt für ein Signifikanzniveau von einem Prozent signifikant. Dies besagt, dass sowohl vorangegangene Fehler (ARCH-Parameter) als auch vorherige Varianzen zu den Zeitpunkten $t-1$ und $t-2$ (GARCH-Parameter) einen Einfluss auf die konditionale Volatilität haben. Die Größe der Parameter bestimmt dabei die kurzfristige Dynamik der bedingten Volatilität der Zeitreihe (Alexander 2001). Je größer der ARCH-Term, umso größer ist der Einfluss des vorherigen Fehlers und je größer die GARCH-Terme, desto länger anhaltend sind Volatilitäts-Schocks. Da die GARCH-Terme größer als der ARCH-Term sind, hat die zeitlich vorangegangene Varianz einen größeren Einfluss auf die konditionale Volatilität als vorherige Fehler. Des Weiteren muss für diese Koeffizienten die Bedingung gelten, dass die Summe der Parameter α und β einen kleineren Wert als 1 ergibt, „if the return process is to be stationary“ (Alexander 2001: 75). Nur für diesen Fall ist die Varianz der Zeitreihe *mean reverted*, was bedeutet, dass die Volatilität der Zeitreihe nach Volatilitäts-Schocks wieder zu ihrem langfristigen durchschnittlichen Wert zurückkehrt und keinem Trend folgt. Diese Voraussetzung ist für die Summe der ARCH- und GARCH-Koeffizienten erfüllt und aus diesem Grund ist die Wahl eines IGARCH-Modells nicht von Nöten²⁰.

Als nächstes sollen die erhaltenen Werte für die Mittelwertgleichung interpretiert werden. Beide Koeffizienten für die Kontrollvariablen sind signifikant für ein Signifikanzniveau von einem Prozent. Das negative Vorzeichen vor dem Koeffizienten für die Kontrollvariable der US-Zinssätze zeigt, dass ein Rückgang des Zinssatzes auf 10 jährige US-Staatsanleihen durchschnittlich zu einer signifikanten Erhöhung des Euro-Dollar-Wechselkurses führt. Dies bestätigt genau die im theoretischen Teil der vorliegenden Arbeit vermutete Beziehung zwischen dem Euro-Kurs und den US-Zinssätzen.

Der Zusammenhang zwischen der zweiten Kontrollvariablen - der um $t-1$ zeitverzögerten Renditen des Wechselkurses - und dem Niveau des Euros ist genau umgekehrt. Positive

²⁰ Die *Integrated* GARCH-Modelle wurden eben für den Fall entwickelt, dass die konditionale Varianz einer Zeitreihe einem Trend folgt und berücksichtigen diese Nicht-Stationarität (siehe Alexander 2001).

Renditen wirken sich positiv und negative Renditen negativ auf die Euro-Dollar-Wechselkursrenditen des nächsten Tages aus.

Der Koeffizient des Einflusses der unabhängigen Variablen - die Bekanntgaben von Eröffnungen von Defizitverfahren oder verhängten Sanktionen gegen Deutschland - auf die Renditen des Euro-Kurses ist nicht signifikant. Dies ist überraschend, da erwartet wurde, dass diese Veröffentlichungen zu einer Abwertung und somit zu einer Niveau-Änderung des Euros führen sollten. Vor allem deshalb, weil Defizitverfahren das deutlichste Signal an für die Anleger auf den Devisenmärkten darstellen sollten, dass Deutschland gegen den Pakt verstoßen hat und zukünftig Inflationsdruck entstehen wird, wurde von einem negativen Zusammenhang zwischen der abhängigen und der unabhängigen Variablen ausgegangen. Zusätzlich spricht eigentlich gegen H1, dass der Koeffizient ein positives Vorzeichen hat. Da der positive Wert aber sehr gering ist und die Werte der Rendite des Wechselkurses für den Fall, dass die unabhängige Dummy-Variable den Wert eins trägt, sehr stark variieren²¹ kann das Vorzeichen des Koeffizienten ohnehin nicht interpretiert werden.

Die mögliche Erklärung für das Fehlen eines Zusammenhangs zwischen den Veröffentlichungen von Defizitverfahren gegen Deutschland und dem Niveau der Renditen des Euro-Kurses ist, dass diese Art von Nachrichten keine Neuigkeiten im Sinne der *EMH* darstellen. Nur solche Nachrichten, die wirklich neue Informationen für den Markt bereithalten und vorher nicht schon vermutet oder antizipiert wurden, haben nach der *EMH* bzw. der *Asset Market Theory* eine Auswirkung auf das Niveau der Renditen von Wertpapieren und stellen per Definition News dar. Es ist aber wohl schwer vorstellbar, dass für die Teilnehmer der Devisenmärkte alle Nachrichten von Sanktionen gegen Deutschland überraschend kommen und nicht schon vorher erwartet wurden. Defizitverfahren werden schließlich nicht aus heiterem Himmel verhängt, sondern wurden zuvor schon wiederholt angedroht und angekündigt (siehe Eichengreen/Wyplosz 1998). Da die Veröffentlichungen solcher Nachrichten nach dieser alternativen Erklärung keine wirklichen Neuigkeiten darstellen, können sie nach der *EMH* auch keinen Einfluss auf das Niveau des Euro-Kurses nehmen und das aus der Analyse gewonnene Ergebnis kann doch in Einklang mit der vorgestellten Theorie der effizienten Wechselkursmärkte gebracht werden.

Ganz anders sieht das Resultat der durchgeführten GARCH-Regression aus, was den Einfluss der Bekanntgabe eröffneter Defizitverfahren oder verhängter Sanktionen gegen

²¹ Dies wird durch den hohen Standardfehler gezeigt.

Deutschland auf die bedingte Volatilität der Renditen des Euro-Kurses betrifft. Wie der Tabelle entnommen werden kann, ist der Koeffizient für die konditionale Varianz sogar für ein Niveau von einem Prozent signifikant und zeigt somit einen eindeutigen Zusammenhang zwischen dieser Veröffentlichungen und der Varianz der Euro Renditen auf. Das positive Vorzeichen und die Größe dieses Koeffizienten geben an, dass die Bekanntgaben der eingesetzten Verfahren oder Sanktionen gegen Deutschland wie vermutet die Volatilität des Euro-Dollar-Wechselkurses deutlich erhöht. Die Hypothese H2, dass ein positiver Zusammenhang zwischen den Nachrichten über verhängte Defizitverfahren und Sanktionen gegen Deutschland und der Volatilität des Euro-Dollar-Wechselkurses besteht, der durch die heterogenen Prognosen der Marktteilnehmer bezüglich künftiger Kursverläufe erklärt werden kann, wird für die stärkste Kategorie der unabhängigen Variablen damit zweifelsohne bestätigt.

b.) Einfluss von veröffentlichten Verstößen gegen das Neuverschuldungs-Kriteriums

Die Ergebnisse der zweiten Regressionsanalyse, die den Einfluss von Veröffentlichungen eines Verstoßes Deutschlands gegen das 3% Neuverschuldungskriterium des Stabilitäts- und Wachstumspaktes untersucht, sind in der dritten Spalte der Tabelle 1 zu finden.

Wie schon für die bereits vorgestellte erste Regression zeigt der Portmanteau Diagnostik-Test auch für serielle Korrelation der standardisierten Residuen an, dass keine Autokorrelation vorhanden ist und somit das Modell gut gewählt wurde. Ebenso sind die ARCH- und GARCH-Terme für ein Signifikanzniveau von einem Prozent signifikant. Die Werte - und damit auch die Interpretation dieser Koeffizienten - sind beinahe identisch mit denen der ersten Regressionsanalyse, mit dem einzigen Unterschied, dass der ARCH-Term geringfügig höher ist und die GARCH-Terme etwas niedriger sind. Dies bedeutet, dass die Fehler in diesem Modell einen minimal größeren Einfluss auf die bedingte Volatilität haben und die Auswirkung der zeitlich vorangegangenen Varianz auf die konditionale Volatilität etwas schneller abklingt als im ersten Modell.

Auch die Kontrollvariablen weisen für diese Regression eindeutig Signifikanz auf. Dabei sind die Richtung und Stärke des Zusammenhangs zwischen diesen Variablen und der abhängigen Variablen gleich wie zuvor, weshalb davon abgesehen wird, noch einmal näher darauf einzugehen. Für Verkündigungen von Verstößen Deutschlands gegen das Kriterium der Neuverschuldung kann ebenso wie für die Bekanntgabe von eingesetzten Defizitverfahren kein signifikanter Einfluss auf das Niveau des Euro-Dollar-

Wechselkurses festgestellt werden. Zwar weist der Koeffizient das erwartete negative Vorzeichen sowie einen geringen Standardfehler auf und spricht deshalb nicht kategorisch gegen die erste Hypothese H1, dennoch muss H1 auch für diese unabhängige Variable abgelehnt werden, da eindeutig keine Signifikanz für einen Zusammenhang zwischen dieser Kategorie der erklärenden Variablen und dem Niveau des Euro-Kurses festgestellt werden kann. Die im ersten Teil der Ergebnisvorstellung beschriebene Alternativerklärung kann ebenso in diesem Fall zur Begründung des Nichtvorhandenseins der Beziehung verwendet werden. Auch für die Bekanntgabe eines Nicht-Einhaltens des Paktes von Seiten Deutschlands ist es vorstellbar, dass diese Veröffentlichungen teilweise keine Neuigkeiten im Sinne der Definition der *EMH* darstellen, weil sie für die Anleger auf den Märkten nicht überraschend kommen. Da die Erwartungen der Marktteilnehmer leider nicht bekannt sind, kann nicht ausgeschlossen werden, dass bei den meisten Veröffentlichungen ohnehin schon damit gerechnet wurde, dass Deutschland das Kriterium nicht würde einhalten können. Werden solche Erwartungen bestätigt, ändert sich das Nachfrageverhalten nach dem Euro natürlich nicht, und es folgen keine signifikanten Niveau-Änderungen. Grundsätzlich ist es sogar möglich, dass sich die Bekanntgabe eines Nichteinhaltens positiv auf den Markt auswirkt, da das bekannt gegebene Defizit eventuell nicht so hoch ausfällt, wie es vielleicht antizipiert wurde.

Um festzustellen, ob es einen Unterschied macht, wer die Verstöße Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt verkündet und ob es vielleicht doch einen signifikanten Zusammenhang zwischen Verkündigungen der Verstöße von Seiten bestimmter Personen bzw. Einrichtungen und dem Niveau des Euros gibt, wurde zusätzlich eine zweite Regression dieser Kategorie der unabhängigen Variablen mit den Dummy-Subvariablen durchgeführt. Die Ergebnisse dieser sind in Tabelle 2 dargestellt.

Wie dieser Tabelle zu entnehmen ist, haben drei der vier Subvariablen für den untersuchten Zeitraum keinen signifikanten Einfluss auf die Renditen des Euro-Dollar-Kurses. Lediglich die Verkündigungen der Verstöße, die von öffentlichen Einrichtungen ausgehen - darunter zählen beispielsweise der Arbeitskreis Steuerschätzung, das statistische Bundesamt und der Bundesrechnungshof - führen im Durchschnitt für ein zehnpromotives Signifikanzniveau zu signifikanter Abwertung des Euros. Wenn auch der

Zusammenhang nur für ein hohes Signifikanzniveau von 10% feststellbar ist²², verwundert es dennoch, dass gerade die Verkündigungen dieser Institutionen eine Auswirkung auf den Euro-Dollar-Kurs haben und die anderen nicht.

Tabelle 2: GARCH(2,1)-Modell;
abhängige Variable täglicher Euro-Dollar-Kurs

Bedingte Mittelwertsgleichung:	
Nein Institute	0.0191 (0.1569)
Nein Finanzminister	-0.1722 (0.1860)
Nein EU	-0.0982 (0.1050)
Nein öffentliche Einrichtungen	-0.2723 * (0.1653)
Zinssatz USA	-0.8009 *** (0.1789)
Zeitverzögerter Wechselkurs	0.1312 *** (0.0226)
Konstante	0.0095 0.0102
L1.arch	0.1443 (0.0196)
L1.garch	0.3123 (0.0518)
L2.garch	-0.1964 0.0412
Beobachtungen	2190
Portmanteau Test; P-Wert	0.2562
Standardfehler in Klammern; * signifikant bei 10%, **signifikant bei 5%, ***signifikant bei 1%	

Eine mögliche Erklärung für die Feststellung der Beziehung könnte die Tatsache sein, dass die oben genannten Einrichtungen nicht sehr häufig Statements zu der Frage abgeben, ob Deutschland die Neuverschuldungs-Kriterien wird einhalten können. Dadurch erlangen diese seltenen Bekanntgaben für die Marktteilnehmer besonderes Gewicht und ändern ihre Inflations-Erwartungen deutlich. Auch ist es durchaus vorstellbar, dass die öffentlichen Institutionen in den Augen der Anleger einen unabhängigen Status gegenüber der Bundesregierung besitzen und ihren Aussagen darum am meisten Glauben geschenkt wird.

²² Ob ein Zusammenhang mit einer α -Fehlerwahrscheinlichkeit bis zu zehn Prozent noch als signifikant angesehen werden kann ist umstritten. In den Sozialwissenschaften werden Hypothesen zumeist für ein Signifikanzniveau von 5% oder 1% getestet (siehe Kühnel / Krebs 2006).

Zudem genießen diese öffentlichen Einrichtungen einen sehr guten Ruf in Deutschland, was das Vertrauen in ihre Aussagen sicherlich verstärkt. Diese Gründe könnten dafür ausschlaggebend sein, dass die Verkündigungen von deutschem Nicht-Einhalten des Kriteriums der Neuverschuldung nur dann, wenn sie von Seiten öffentlicher Einrichtungen kommen, eine signifikante Auswirkung auf das Niveau des Euro-Kurses besitzen und nur für diese Subvariable die Hypothese H1 bestätigt werden kann.

Der Koeffizient des Einflusses der Veröffentlichungen von Verstößen Deutschlands gegen das 3% Neuverschuldungskriterium des Stabilitäts- und Wachstumspaktes auf die bedingte Volatilität der Euro-Renditen ist für ein zehnpromzentiges Signifikanzniveau ebenfalls signifikant. Dies bedeutet, dass die konditionale Volatilität des Euros im Durchschnitt steigt, wenn die unabhängige Variable den Wert 1 annimmt, sprich wenn Bekanntgaben über das Nicht-Einhalten Deutschlands gemacht wurden. Dabei ist der positive Koeffizient aber nicht so hoch wie der Koeffizient der bedingten Volatilität des ersten Modells, was zeigt, dass die Reaktion der Volatilität - die Volatilitätsschocks - auf diese Ereignisse nicht ganz so stark ausgeprägt ist. Damit kann neben der Hypothese H2 auch noch die im theoretischen Teil angestellte Vermutung bestätigt werden, dass die erste unabhängige Variable den stärkeren Einfluss auf den Euro-Dollar-Wechselkurs besitzt.

c.) Einfluss von schlechten Nachrichten für den Stabilitätspakt auf den Euro-Kurs

In der letzten durchgeführten Regressionsanalyse dieser Studie wurde als unabhängige Variable neben den zwei Kontrollvariablen - US-Staatsanleihezinssätze und zeitverzögerte Wechselkursrendite - die Dummy-Variable der Veröffentlichungen schlechter Nachrichten, was Deutschlands Einhalten des Neuverschuldungskriteriums betrifft, aufgenommen. Unter schlechten Nachrichten wird in diesem Fall verstanden, dass an den Tagen der Zeitreihe publik gemacht wurden, dass Deutschland das Kriterium wahrscheinlich nicht einhalten können. Die Ergebnisse für diese GARCH-Regression sind in der letzten Spalte der Tabelle 1 dargestellt.

Wie zu sehen ist, unterscheidet sich der Wert des Portmanteau Test für Autokorrelation nicht deutlich von den Diagnostik-Werten der vorherigen Regressionen und gibt an, dass ein geeignetes Modell gewählt wurde. Ebenfalls beinahe identisch sind die Werte für den ARCH- und die GARCH-Terme. Aus diesem Grund gilt für sie die gleiche Interpretation, die an vorheriger Stelle bereits ausgeführt wurde.

Der Koeffizient der Mittelwertgleichung, der den Einfluss der unabhängigen Variablen auf die abhängige Variable des Euro-Kurses angibt, ist sehr klein und eindeutig nicht signifikant. Somit lässt sich kein Zusammenhang zwischen den schlechten Nachrichten für den Stabilitäts- und Wachstumspakt und dem Niveau der Euro-Renditen feststellen, und H1 kann für diese Art der Veröffentlichungen abgelehnt werden. Damit wird die vorher aufgestellte Vermutung, dass von dieser Kategorie der unabhängigen Variablen die geringste Auswirkung auf das Level des Euros ausgeht, bestätigt oder zumindest nicht widerlegt.

Besonders interessant ist, wie sich die Veröffentlichungen der wahrscheinlichen Verstöße Deutschlands gegen das Neuverschuldungskriterium auf die Volatilität der Euro-Renditen auswirken. Es wurde bereits bei der Vorstellung dieser unabhängigen Variablen gemutmaßt, dass zwei unterschiedliche Reaktionen möglich sind, je nachdem, ob diese Nachrichten von den Marktteilnehmern an den Devisenmärkten als unwichtig aufgefasst werden oder sie im Gegenteil besonders verunsichert. Das Ergebnis der Regression spricht eindeutig für die erste der zwei möglichen Auswirkungen. Da der Koeffizient für die konditionale Volatilität eindeutig nicht signifikant ist und sogar einen negativen Wert aufweist, kann ausgeschlossen werden, dass die veröffentlichten schlechten Nachrichten Deutschlands Einhalten des Paktes zu einem Anstieg der Volatilität des Euro-Dollar-Kurses führt. Damit kann die Vermutung, dass solche Nachrichten von den Anlegern als völlig unbedeutend angesehen werden und zu keinerlei Reaktion von ihnen führt, als bestätigt betrachtet werden. Die Hypothese H2 muss gleichzeitig für diese Kategorie der unabhängigen Variablen abgelehnt werden.

6. Schlussfolgerung:

In der vorliegenden Arbeit wurde untersucht, ob sich Veröffentlichungen von Verstößen Deutschlands gegen das 3% Neuverschuldungskriterium des Stabilitäts- und Wachstumspakt auf das Niveau und die Volatilität des täglichen Euro-Dollar-Kurses auswirken. Dafür wurde die unabhängige Variable in drei verschiedene Kategorien aufgeteilt, um den Einfluss unterschiedlich deutlicher Bekanntgaben dieser Verstöße feststellen zu können. Die gesamten gewonnen Ergebnisse der empirischen Untersuchung sind noch einmal systematisch in Tabelle 3 wiedergegeben:

Tabelle 3: Übersicht der Ergebnisse

Unabhängige Variable	H1	H2
Defizitverfahren	abgelehnt	bestätigt
Verstoß gegen Kriterium	abgelehnt; nur für Bekanntgaben von öffentlichen Einrichtungen bestätigt	bestätigt
Schlechte Nachrichten	abgelehnt	abgelehnt

Es wurde festgestellt, dass die zweite Hypothese H2, welche einen Anstieg der Volatilität als Folge der Bekanntgaben von Verletzungen des Paktes postuliert, für zwei der drei Kategorien der unabhängigen Variablen bestätigt werden kann. Nur für die schwächste Form der Veröffentlichungen von deutschen Verletzungen des Paktes konnte kein signifikanter Einfluss auf die Volatilität des Euro-Kurses gezeigt werden. Auf Grund der Tatsache, dass diese unabhängige Variable aber nur Bekanntgaben von wahrscheinlichen Verstößen beinhaltet, soll Hypothese H2 trotzdem beibehalten werden, da Veröffentlichungen von tatsächlichen Verstößen zu einer signifikanten Erhöhung der Volatilität der Renditen des Euros führen.

Anders sieht das Gesamtergebnis für die erste Hypothese H1 aus, die besagt, dass die Veröffentlichungen von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt zu einer Abwertung des Euros führen. Dieser theoretisch hergeleitete Zusammenhang konnte für keine der drei Kategorien der erklärenden Variablen festgestellt werden. Die einzige Ausnahme bildet dabei die Subvariable der Verkündigungen deutschen Nicht-Einhaltens des Paktes von Seiten öffentlicher Einrichtungen. Da der in H1 postulierte Zusammenhang aber nur für diese eine Variable und lediglich für ein Signifikanzniveau von zehn Prozent gezeigt werden konnte, kann H1 nicht angenommen,

sondern muss verworfen werden. Dieses Ergebnis steht in Einklang mit ähnlichen Studien, welche ebenfalls für Veröffentlichungen von relevanten Nachrichten für die Devisenmärkte nur einen Einfluss auf die Volatilität und nicht auf das Niveau von Wechselkursen vorweisen können (siehe Jansen/de Haan 2005; Bernhard/Leblang 2006b). Eine Erklärung dafür, dass keine Effekte von den Veröffentlichungen der deutschen Verstöße gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt auf das Niveau des Euro-Dollar-Kurses ausgehen, wurde an vorheriger Stelle schon mehrfach dargestellt. Dadurch, dass die Veröffentlichungen die Anleger auf den Märkten eventuell nicht überraschen, sondern dass diese teilweise so antizipiert wurden, stellen die untersuchten Bekanntgaben für die Märkte keine Neuigkeiten dar und wirken darum nicht auf das Level des Euros.

Aber auch weitere, durch das Untersuchungsdesign bedingte Gründe könnten dafür verantwortlich sein, dass kein signifikanter Einfluss der Veröffentlichungen auf das Niveau des Euro gefunden werden konnte. Zum Beispiel ist der relativ große Zeitabstand von einem Tag zwischen den einzelnen Beobachtungen durch das tägliche Erscheinen der drei Zeitungen vorgegeben. Leider kann dadurch aber der Einfluss anderer wichtigen Ereignisse, die zeitgleich geschehen, nicht ausgeschlossen werden. Da Wechselkurse prinzipiell von unendlich vielen Faktoren determiniert werden, besteht die Gefahr, dass sich innerhalb des Zeitraumes, den eine Beobachtung der Zeitreihe abdeckt, neben den Veröffentlichungen von den Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt auch eine Vielzahl anderer zeitnaher relevanter Geschehnisse ereignen und den Einfluss der unabhängigen Variablen auf den Euro-Dollar-Kurs verwässern bzw. beseitigen. Es wurde zwar versucht, durch die Aufnahme der zwei Kontrollvariablen andere Einflüsse möglichst konstant zu halten, dennoch kommt man natürlich schon durch einfaches Nachdenken spontan auf eine ganze Liste anderer wichtiger Faktoren (z.B. sämtliche politischen Ereignisse in anderen europäischen Ländern und der USA usw.), die nicht kontrolliert werden konnten. Ein weiterer durch die Eigenschaft der unabhängigen Variablen vorgegebener Grund könnte noch der sein, dass die Bekanntgaben in den Zeitungen erst einen Tag später veröffentlicht werden, als sie tatsächlich gemacht wurden. Die Marktteilnehmer verwenden natürlich neben den drei Zeitungen auch andere Quellen, um sich über wirtschaftliche und politische Ereignisse zu informieren und werden von diesen ebenfalls mit Nachrichten versorgt. Daher ist es grundsätzlich möglich, dass sich Verstöße gegen den Pakt schon vor deren Veröffentlichungen in den Printmedien auf den

Euro-Kurs des Vortages auswirken und die Wirkung an dem Tag, an dem sie in den Journalen erscheinen schon nicht mehr beobachtbar ist²³.

Mitverantwortlich für das Fehlen eines signifikanten Zusammenhangs zwischen der zu erklärenden und den erklärenden Variablen, die in dieser Studie verwendet werden, könnte die Tatsache sein, dass nur die Auswirkung deutscher Fiskalpolitik auf die gemeinsame europäische Währung analysiert wurde. Da aber auch andere Länder der Währungsunion in den letzten Jahren Probleme mit dem Einhalten des Neuverschuldungskriteriums hatten, so beispielsweise vor allem Frankreich, können auch diese in der Arbeit unberücksichtigten Verstöße gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt Auswirkungen auf den Euro haben.

All diese genannten Gründe haben möglicherweise dazu beigetragen, dass in dieser Arbeit kein Einfluss der Veröffentlichungen von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt auf das Niveau des Euro-Dollar-Kurses festgestellt werden konnte. Zukünftig sollten deshalb zu diesem Thema noch umfassendere Studien durchgeführt werden, welche versuchen, nur unerwartete Veröffentlichungen als abhängige Variable zu verwenden. Zusätzlich sollten sie mehrere alternative Einflüsse kontrollieren und auch die Verstöße weiterer Länder als Dummy-Variable aufnehmen. Erst dann könnte festgestellt werden, ob das erhaltene Ergebnis dieser Untersuchung auf die methodischen Grenzen zurückzuführen ist, oder ob Verstöße gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt tatsächlich keine signifikante Auswirkung auf das Niveau des Euro-Dollar-Kurses haben.

²³ Durch Verschieben der Dummy-Variablen wurden zwar auch die Auswirkungen der Veröffentlichungen von Verstößen Deutschlands gegen den Stabilitäts- und Wachstumspakt auf das Niveau des Wechselkurses des vorangegangenen Tages untersucht, was ebenfalls kein signifikantes Ergebnis ergab. Dennoch stellt das zeitverzögerte Erscheinen der Zeitungen ein Problem dar, da sich der Einfluss der Verstöße Deutschlands wahrscheinlich auf den Vortag und den Tag der Veröffentlichung verteilt, und somit für beide Tage kein signifikanter Einfluss festgestellt werden konnte.

Literaturübersicht

- Alexander, Carol** (2001): "Market models". Chichester ; Weinheim [u.a.]: Wiley.
- Almeida, Alvaro / Goodhart, Charles / Payne, Richard** (1998): "The Effects of Macroeconomic News on High Frequency Exchange Rate Behavior" in: *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 33(3): 383-408.
- Andersen, Torben G. / Bollerslev, Tim** (1998): "Deutsche Mark-Dollar Volatility: Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer Run Dependencies" in: *The Journal of Finance* 53(1): 219-265.
- Andersen, Torben G. / Bollerslev, Tim / Diebold, Francis X. / Vega, Clara** (2003): "Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange" in: *The American Economic Review* 93(1): 38-62.
- Arestis, Philip / McCaulcy, Kevin / Sawyer, Malcolm** (2001): "An Alternative Stability Pact for the European Union" in: *Cambridge Journal of Economics* 25(1): 113-130.
- Bauwens, Luc / Omrane, Walid B. / Giot, Pierre** (2005): "News Announcements, Market Activity and Volatility in the Euro/Dollar Foreign Exchange Market" in: *Journal of International Money and Finance* 24(7): 1108-1125.
- Beetsma, Roel / Uhlig, Harald** (1999): "An Analysis of the Stability and Growth Pact" in: *The Economic Journal* 109(458): 546-571.
- Beetsma, Roel / Jensen, Henrik** (2003): "Contingent Deficit Sanctions and Moral Hazard with a Stability Pact" in: *Journal of International Economics* 61(1): 187-208.
- Bernhard, William / Leblang, David** (2006a): "Polls and Pounds: Public Opinion and Exchange Rate Behavior in Britain" in: *Quarterly Journal of Political Science* 1(1): 25-47.
- Bernhard, William / Leblang, David** (2006b): "The World According to GARCH: Parliamentary Politics and Foreign Exchange Markets" in: *International Studies Quarterly* 50(1): 69-92.
- Bollerslev, Tim** (1986): "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity" in: *Journal of Econometrics* 31(3): 307-327.
- Buiter, Willem H. / Grafe, Clemens** (2004): "Patching up the pact" in: *The Economics of Transition* 12(1): 67-102.
- Chaboud, Alain P. / Chernenko, Sergey V. / Howorka, Edward / Krishnasami Iyer, Raj S. / Liu, David / Wright, Jonathan** (2004): "The High-Frequency of U.S. Macroeconomic Data Releases on Prices and Trading Activity in the Global Interdealer Foreign Exchange Market". International Finance Discussion Paper 823.

- Chari, Varadarajan V. / Kehoe, Patrick J.** (2004): "On the Desirability of Fiscal Constraints in a Monetary Union". NBER Working Paper Series No.10232.
- DeGennaro, Ramon P. / Shrieves, Ronald E.** (1997): "Public Information Releases, Private Information Arrival and Volatility in the Foreign Exchange Market" in: *Journal of Empirical Finance* 4(4): 295-315.
- DeVries, Casper** (1994): "Stylized Facts of Nominal Exchange Rate Returns" in: Frederick van der Ploeg (Hrsg.), *Handbook of International Macroeconomics*. London: Blackwell.
- Dominguez, Kathryn M.E. / Panthaki, Freyan** (2006): "What Defines "News" in Foreign Exchange Markets?" in: *Journal of International Money and Finance* 25(1): 168-198.
- Dornbusch, Rudiger** (1986): "Flexible Exchange Rates and Excess Capital Movements" in: *Brookings Papers on Economic Activity* 1(1): 209-226.
- Ederington, Louis H. / Lee, Jae Ha** (1993): "How Markets Process Information: News Releases and Volatility" in: *The Journal of Finance* 48(4): 1161-1191.
- Eichengreen, Barry / Wyplosz, Charles** (1998): "Stability Pact" in: *Economic Policy* 13(26): 65-113.
- Engle, Robert** (2001): "GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics" in: *The Journal of Economic Perspectives* 15(4): 157-168.
- Engle, Robert F.** (1982): "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation" in: *Econometrica* 50(4): 987-1008.
- Europäische Union** (1997): "Verordnung (EG) Nr. 1467/97 des Rates vom 7. Juli 1997 über die Beschleunigung und Klärung des Verfahrens bei einem übermäßigen Defizit". <http://europa.eu.int/eur-lex/lex/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=CELEX:31997R1467:DE:HTML>.
- Europäische Union** (2002): "Konsolidierte Fassung des Vertrags zur Gründung der Europäischen Gemeinschaft". http://eur-lex.europa.eu/de/treaties/dat/12002E/pdf/12002E_DE.pdf.
- Fama, Eugene F. / Fisher, Lawrence / Jensen, Michael C. / Roll, Richard** (1969): "The Adjustment of Stock Prices to New Information" in: *International Economic Review* 10(1): 1-21.
- Fama, Eugene F.** (1970): "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work" in: *The Journal of Finance* 25(2): 383-417.

- Fatum, Rasmus / Hutchison, Michael M.** (2002): "ECB Foreign Exchange Intervention and the EURO: Institutional Framework, News and Intervention" in: *Open Economies Review* 13(4): 413-425.
- Fisher, Irving** (1913): "The Purchasing Power of Money". New York: Macmillan.
- Freitag, Markus / Sciarini, Pascal** (2001): "The Political Economy of Budget Deficits in the European Union" in: *European Union Politics* 2(2): 163-189.
- Frenkel, Jacob A. / Mussa, Michael L.** (1980): "The Efficiency of Foreign Exchange Markets and Measures of Turbulences" in: *The American Economic Review* 70(2): 374-381.
- Frenkel, Jacob A.** (1981): "Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of "News": Lessons from the 1970s" in: *The Journal of Political Economy* 89(4): 665-705.
- Galati, Gabriele / Ho, Corinne** (2003): "Macroeconomic News and the Euro/Dollar Exchange Rate" in: *Economic Notes* 32(3): 371-398.
- Gong, Gang / Semmler, Willi / Flaschel, Peter** (1999): "A Macroeconomic Study on the Labor Market and Monetary Policy: Germany and the EMU". CEPA Working Paper No. 5.
- Goodhart, Charles A. E. / Hall, Steven G. / Henry, Brian S.G. / Pesaran, Bahram** (1993): "News Effects in a High-Frequency Model of the Sterling-Dollar Exchange Rate" in: *Journal of Applied Econometrics* 8(1): 1-13.
- Gordon, David B. / Leeper, Eric M.** (2006): "The Price Level, the Quantity Theory of Money and the Fiscal Theory of the Price Level" in: *Scottish Journal of Political Economy* 53(1): 4-27.
- Hix, Simon** (2005): "The Political System of the European Union". Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Jansen, David-Jan / Haan, Jakob de** (2005): "Talking Heads: The Effects of ECB Statements on the Euro-Dollar Exchange Rate" in: *Journal of International Money and Finance* 24(2): 341-361.
- King, Gary / Keohane, Robert Owen / Verba, Sidney** (1994): "Designing social inquiry". Princeton, NJ: Princeton Univ. Press.
- Kohler, Ulrich / Kreuter, Frauke** (2006): "Datenanalyse mit Stata". München ; Wien: Oldenbourg.
- Kühnel, Steffen-Matthias / Krebs, Dagmar** (2001): "Statistik für die Sozialwissenschaften". Reinbek bei Hamburg: Rowohlt-Taschenbuch-Verl.

- Leblang, David / Mukherjee, Bumba** (2005): "Government Partisanship, Elections, and the Stock Market: Examining American and British Stock Returns, 1913-2000" in: *American Journal of Political Science Association* 49(4): 780-802.
- Mankiw, Nicholas G.** (2006): "Macroeconomics". New York: Worth.
- McGillivray, Fiona** (2004): "Redistributive Politics and Stock Price Dispersion" in: *British Journal of Political Science* 33(3): 367-395.
- Melvin, Michael / Yin, Xixi** (2000): "Public Information Arrival, Exchange Rate Volatility, and Quote Frequency" in: *The Economic Journal* 110(465): 644-661.
- Mosley, Layna** (2003): "Global capital and national governments". Cambridge [u.a.]: Cambridge University Press.
- Mosley, Layna** (2004): "Government-Financial Market Relations after EMU" in: *European Union Politics* 5(3): 181-209.
- Mussa, Michael** (1982): "A Model of Exchange Rate Dynamics" in: *The Journal of Political Economy* 90(1): 74-104.
- Prast, Henriette M. / de Vor, Marc P.H.** (2005): "Investor Reactions to News: A Cognitive Dissonance Analysis of the Euro-Dollar Exchange Rate" in: *European Journal of Political Economy* 21(1): 115-141.
- Rotte, Ralph / Zimmermann, Klaus F.** (1998): "Fiscal Restraint and the Political Economy of EMU" in: *Public Choice* 94(3-4): 385-406.
- Ruoff, Gabriele** (2005): "Markets, Hear the Signal". Konstanz, Univ., Dipl.
- Sager, Michael J. / Taylor, Mark P.** (2004): "The Impact of European Central Bank Governing Council Announcements on the Foreign Exchange Market: a Microstructural Analysis" in: *Journal of International Money and Finance* 23(7-8): 1043-1051.
- Schneider, Gerald / Troeger, Vera E.** (2006): "The Winners and Losers of War: Stock Market Effects of Armed Conflict, 1990-200" in: *Konstanz: University of Konstanz, forthcoming in Journal of Conflict Resolution*. .
- Shleifer, Andrei** (2000): "Inefficient Markets". Oxford [u.a.]: Oxford Univ. Press.
- Visser, Herschel** (2004): "A Guide to International Monetary Economics". Northampton, Mass. [u.a.]: Elgar.
- Woodford, Michael** (2001): "Fiscal Requirements for Price Stability" in: *Journal of Money, Credit and Banking* 33(3): 669-728.
- Wooldridge, Jeffrey M.** (2006): "Introductory econometrics". Mason, Ohio [u.a.]: Thomson/South-Western.