

Leistungsbilanzungleichgewichte in der Europäischen Währungsunion

Eine empirische Analyse der Determinanten
für ausgewählte Länder

Freie wissenschaftliche Arbeit
für die
Diplomprüfung für Volkswirte
an der
Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät
der
Eberhard - Karls - Universität
Tübingen

Eingereicht bei:
Professor Dr. Claudia M. Buch

Eingereicht von:
Jan Behringer
geboren in Heidenheim an der Brenz

4. Mai 2011

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	II
Tabellenverzeichnis	III
Symbolverzeichnis	IV
Abkürzungsverzeichnis	V
1 Einführung	1
2 Entwicklung der Leistungsbilanzsalden im Euroraum	3
3 Deskriptive Analyse der Leistungsbilanz	5
3.1 Internationale Güter- und Kapitalströme	5
3.2 Sparverhalten und Leistungsbilanzungleichgewichte	6
3.2.1 Analyse von Teilbilanzen der Leistungsbilanz	9
3.2.2 Sparen und Investitionen im privaten und staatlichen Sektor	13
4 Theoretische Überlegungen und Literaturüberblick	21
4.1 Das intertemporale Modell der Leistungsbilanz	21
4.2 Literaturüberblick	26
5 Empirische Analyse	33
5.1 Makroökonomische Determinanten der Leistungsbilanz	33
5.2 Ökonometrische Methode und Daten	38
5.3 Empirische Ergebnisse	42
6 Zusammenfassung	54
Anhang	56
Literatur	57

Abbildungsverzeichnis

1	Durchschnittliche Leistungsbilanzsalden im Euroraum, 1991-2009	3
2	Veränderung im Leistungsbilanzsaldo, 1998-2007	4
3	Leistungsbilanz (in % des BIP), 1995-2009	7
4	Nettoauslandsvermögen (in % des BIP), 1995-2007	10
5	Erwerbs- und Vermögenseinkommen (in % des BIP), 1993-2009	11
6	Nettoexporte (in % des BIP), 1993-2009	11
7	Laufende Übertragungen (in % des BIP), 1993-2009	12
8	Finanzierungssalden in Deutschland (in % des BIP), 1995-2009	14
9	Privatsektor in Deutschland (in % des BIP), 1995-2009	15
10	Finanzierungssalden in Spanien (in % des BIP), 1995-2009	16
11	Privatsektor in Spanien (in % des BIP), 1995-2009	17
12	Finanzierungssalden in Griechenland (in % des BIP), 1995-2009	18
13	Privatsektor in Griechenland (in % des BIP), 1995-2009	19
14	Modellsimulation Deutschland	46
15	Modellsimulation Spanien	49
16	Modellsimulation Griechenland	52

Tabellenverzeichnis

1	Disaggregation durchschnittlicher Leistungsbilanzen (in % des BIP)	13
2	Disaggregation Finanzierungssaldo des Privatsektors (in % des BIP)	20
3	Determinanten der Leistungsbilanz, Übersicht ausgewählter Studien	33
4	Ergebnisse der Fehlerkorrekturmodelle	44
5	Augmented Dickey Fuller (ADF) Einheitswurzeltests	56

Symbolverzeichnis

a	Kointegrationsvektor
A	Produktivität
b	Niveau der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung
B	Nettoauslandsvermögen
C	Konsum der privaten Haushalte
CA	Saldo der Leistungsbilanz
EX	Exporte von Gütern, Dienstleistungen und Faktoreinkommen
G	Öffentlicher Konsum
I	Gesamtwirtschaftliche Investitionen
I_P	Investitionen des Privatsektors
$I(d)$	Integrationsgrad d einer Zeitreihe
IM	Importe von Gütern, Dienstleistungen und Faktoreinkommen
K	Kapitalbestand
NCT	Saldo aus laufenden Übertragungen - Net Current Transfers
NFI	Saldo aus Erwerbs- und Vermögenseinkommen - Net Factor Income
NX	Saldo der Handels- und Dienstleistungsbilanz - Nettoexporte
p	Lag-Länge
r	Realer Zinssatz
S	Gesamtwirtschaftliche Ersparnis
$(S_G - I_G)$	Finanzierungssaldo des öffentlichen Sektors
S_P	Ersparnisse des Privatsektors
$(S_P - I_P)$	Finanzierungssaldo des Privatsektors
u	Periodennutzen
U	Lebensnutzen
x	Exogene Zeitreihe
y	Endogene Zeitreihe
Y	Bruttonationaleinkommen, im theoretischen und empirischen Modell jeweils Bruttoinlandsprodukt
$\frac{Y}{N}$	Pro-Kopf-Einkommen - Zielland
$\frac{Y^*}{N^*}$	Pro-Kopf-Einkommen - Referenzland
z	Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht
α	Koeffizient
β	Parametervektor im empirischen Modell und subjektiver Diskontfaktor im theoretischen Modell
$\beta_1 \dots \beta_6$	Koeffizienten im empirischen Modell
γ	Anpassungsparameter
δ	Konstante
Δ	Differenzoperator
ϵ	Fehlerterm

Abkürzungsverzeichnis

<i>ADF</i>	(Augmented) Dickey-Fuller - Einheitswurzeltest
<i>ARDL</i>	Auto-regressive distributed lag
<i>BDM</i>	BANERJEE <i>et al.</i> (1988) - Kointegrationstest
<i>BIP</i>	Bruttoinlandsprodukt
<i>DepRatio</i>	Abhängigkeitsquotient
<i>dw</i>	Durbin-Watson Statistik
<i>ECM</i>	Fehlerkorrekturmodell
<i>ESVG</i>	Europäisches System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung
<i>EWU</i>	Europäische Währungsunion
<i>F_{PSS}</i>	F-Statistik von PESARAN <i>et al.</i> (2001)
<i>GDP_{pc}</i>	Pro-Kopf-Einkommen
<i>GRS</i>	Intertemporale Grenzrate der Substitution
<i>OLG</i>	Modell mit überlappenden Generationen
<i>OLS</i>	Methode der kleinsten Quadrate
<i>REER_{ulc}</i>	Realer effektiver Wechselkurs - basierend auf Lohnstückkosten
<i>RIR</i>	Langfristiger Realzins
<i>t_{BDM}</i>	t-Statistik von BANERJEE <i>et al.</i> (1988)
<i>PP</i>	PHILLIPS und PERRON (1988) - Einheitswurzeltest
<i>PSS</i>	PESARAN <i>et al.</i> (2001) - Bounds-Testing Verfahren
<i>VGR</i>	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung

1 Einführung*

Seit Anfang der 1990er Jahre lässt sich eine persistente Zunahme der globalen Leistungsbilanzungleichgewichte beobachten. In der politischen und wissenschaftlichen Diskussion lag der Fokus dabei zumeist auf den wachsenden Leistungsbilanzdefiziten der USA sowie den Überschüssen der asiatischen Volkswirtschaften und der ölexportierenden Länder. Ende der 1990er Jahre rückten jedoch die Entwicklungen in Europa und insbesondere der Mitgliedsländer der Europäischen Währungsunion zunehmend in den Mittelpunkt dieser Diskussion. Während die aggregierte Leistungsbilanz im Euroraum in den vergangenen Jahren relativ ausgeglichen war, haben die außenwirtschaftlichen Ungleichgewichte der einzelnen Mitgliedsländer bis unmittelbar vor der Wirtschafts- und Finanzkrise kontinuierlich zugenommen und gemessen am nationalen Bruttoinlandsprodukt eine ähnliche Größenordnung wie in den USA oder den asiatischen Volkswirtschaften erreicht. Neben Österreich und den Niederlanden hat vor allem Deutschland seit Beginn der Europäischen Währungsunion 1999 erhebliche Leistungsbilanzüberschüsse aufgebaut. Spiegelbildlich zu den wachsenden Überschüssen haben sich die Leistungsbilanzsalden in einigen südeuropäischen Ländern in diesem Zeitraum massiv verschlechtert, wobei Spanien und Griechenland vor der Wirtschafts- und Finanzkrise 2007 die größten Defizite aufwiesen. Diese Entwicklung führte zu einer nicht-nachhaltigen Auslandsverschuldung der südeuropäischen Mitgliedsländer, was sich in einem Vertrauensverlust auf den Finanzmärkten widerspiegelt und die Gefahr einer europäischen Schuldenkrise birgt, von deren Folgen auch die Überschussländer und die gesamte Währungsunion betroffen wären.

Demnach liegt es sowohl im politischen wie auch im wissenschaftlichen Interesse, die wesentlichen Bestimmungsfaktoren der außenwirtschaftlichen Ungleichgewichte innerhalb der Europäischen Währungsunion zu identifizieren, um daraus gegebenenfalls entsprechende wirtschaftspolitische Korrektur- und Anpassungsmaßnahmen ableiten zu können.

Im Mittelpunkt der vorliegenden Arbeit steht die empirische Analyse der Determinanten der Leistungsbilanzsalden von Deutschland, Spanien und Griechenland für den Zeitraum von 1971 bis 2009. Das empirische Modell betrachtet die Leistungsbilanz aus einer langfristigen Gleichgewichtsperspektive und untersucht im Rahmen einer Kointegrationsanalyse den Zusammenhang zwischen dem Saldo der Leistungsbilanz und verschiedenen makroökonomischen, finanzwirtschaftlichen und strukturellen Faktoren. Das ökonometri-

*Vielen Dank an Fabian Lindner, Dr. Sven Schreiber, Dr. Sabine Stephan, Dr. Till van Treeck und Henner Will für wertvolle Hinweise und hilfreiche Anmerkungen. Mein besonderer Dank gilt Dr. Rudolf Zwiener für die Betreuung der Diplomarbeit, die im Rahmen eines Praktikums am *Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung* (IMK) in der Hans-Böckler-Stiftung entstanden ist.

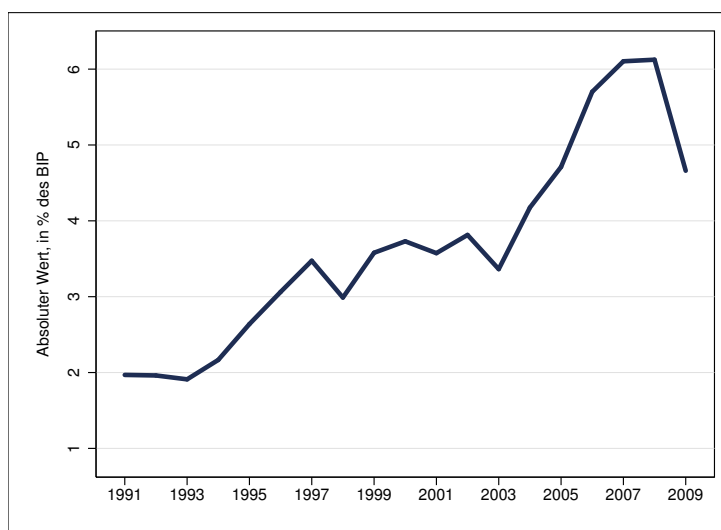
sche Verfahren erlaubt, neben der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung auch die kurzfristige Dynamik der Leistungsbilanz zu analysieren. Die Auswahl der Bestimmungsfaktoren orientiert sich am intertemporalen Modell der Leistungsbilanzanalyse von OBSTFELD und ROGOFF (1995, 1999) sowie einigen theoretischen Erweiterungen. Aus der Nationaleinkommensidentität lässt sich ableiten, dass der Leistungsbilanzsaldo der Differenz zwischen gesamtwirtschaftlichem Sparen und gesamtwirtschaftlichen Investitionen entspricht. Die theoretischen und empirischen Überlegungen der Leistungsbilanzanalyse konzentrieren sich in dieser Arbeit demnach auf Faktoren, welche die Spar- und Investitionsentscheidungen einer Volkswirtschaft beeinflussen. Die empirische Untersuchung soll Hinweise liefern, ob die persistenten außenwirtschaftlichen Ungleichgewichte von Deutschland, Spanien und Griechenland seit Beginn der Europäischen Währungsunion durch die verwendeten Variablen erklärt werden können. Ferner wird im Vergleich der Ergebnisse aufgezeigt, inwiefern sich die Leistungsbilanzdefizite in Spanien und Griechenland sowie die Überschüsse in Deutschland auf gemeinsame Faktoren zurückführen lassen oder sich die Leistungsbilanzdeterminanten unterscheiden.

Zunächst wird in Abschnitt 2 die Entwicklung der Leistungsbilanzsalden im Euroraum dargelegt. In Abschnitt 3 folgt die deskriptive Analyse der Leistungsbilanzsalden von Deutschland, Spanien und Griechenland für den Zeitraum von 1993 bis 2009. Dabei werden zwei Verfahren verwendet. Ausgehend von einer buchungstechnischen Betrachtungsweise werden die Entwicklungen der einzelnen Teilbilanzen der Leistungsbilanz analysiert. Daran anschließend wird darlegt, inwiefern die Spar- und Investitionsentscheidungen des Privatsektors und des Staates zur Entwicklung der Leistungsbilanzposition eines Landes beitragen. In Abschnitt 4 wird das intertemporale Modell der Leistungsbilanzanalyse von OBSTFELD und ROGOFF (1995, 1999) erläutert. Ferner werden die wichtigsten Ergebnisse empirischer Studien diskutiert, die sich mit Leistungsbilanzungleichgewichten und deren Determinanten beschäftigen. Die empirische Analyse der Leistungsbilanzsalden von Deutschland, Spanien und Griechenland folgt in Abschnitt 5. Zunächst wird das empirische Modell dargelegt und die verwendeten Variablen vorgestellt. Außerdem werden die ökonometrische Vorgehensweise sowie die Datenlage erörtert. Im Anschluss werden die empirischen Ergebnisse der Kointegrationsanalyse für die betrachteten Länder vorgestellt und verglichen. Abschnitt 6 fasst die wichtigsten Ergebnisse zusammen.

2 Entwicklung der Leistungsbilanzsalden im Euroraum

Mit Beginn der Europäischen Währungsunion (EWU) 1999 haben die Leistungsbilanzungleichgewichte¹ innerhalb der Eurozone bis zur Wirtschafts- und Finanzkrise erheblich zugenommen. Die Entwicklung im Euroraum zeigt, dass sowohl die Höhe als auch die Persistenz der Ungleichgewichte bedeutend größer sind als noch in den vorangegangenen Jahrzehnten. Während sich die Leistungsbilanzungleichgewichte 1998 gemessen am Bruttoinlandsprodukt (BIP) noch zwischen -7 Prozent in Portugal und rund 5,5 Prozent in Finnland bewegten, hat sich der Schwankungsbereich innerhalb der Eurozone bis 2007 auf -14,5 Prozent in Griechenland und 7,7 Prozent des BIP in Deutschland stark ausgeweitet. Die durchschnittliche Abweichung der Leistungsbilanzsalden von der ausgeglichenen Position belegt, dass sich die Leistungsbilanzungleichgewichte der Länder im Euroraum von 1998 bis unmittelbar vor der Krise beinahe verdoppelt haben (siehe Abbildung 1). In den frühen 1970er Jahren bis Mitte der 1990er Jahre haben die Ungleichgewichte hingegen durchschnittlich nur rund 2 Prozent des BIP betragen, was gerade ein Drittel des Niveaus von 2007 ausmacht.

Abbildung 1: Durchschnittliche Leistungsbilanzsalden im Euroraum, 1991-2009



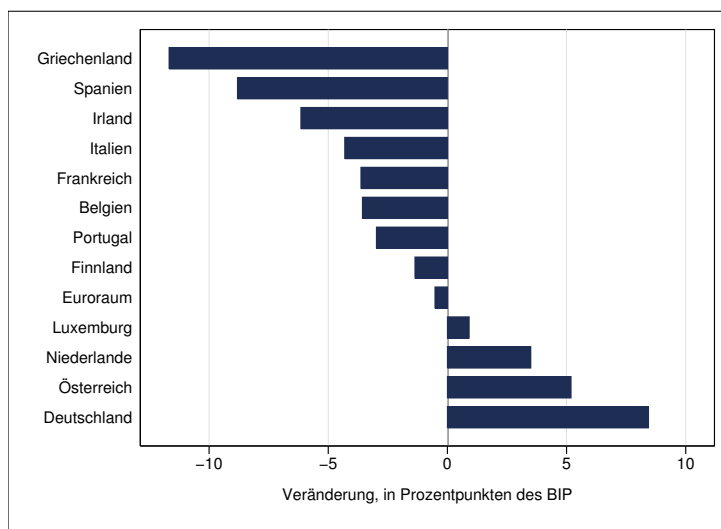
Quelle: OECD Economic Outlook Datenbank, eigene Berechnungen.

Betrachtet man die Entwicklung der Leistungsbilanzsalden getrennt nach Ländern, so sieht man deutlich, dass sich die Leistungsbilanzdefizite im beobachteten Zeitraum vor allem in den südeuropäischen Ländern massiv vergrößert haben. Spanien und Portugal wiesen unmittelbar vor der Finanzkrise Leistungsbilanzdefizite von rund 10 Prozent

¹Der Begriff *Leistungsbilanzungleichgewicht* wird im Folgenden verwendet, wenn ein positiver oder negativer Leistungsbilanzsaldo vorliegt und bezeichnet somit die Abweichung von einer ausgeglichenen Leistungsbilanz.

des BIP auf, in Griechenland betrug das Defizit sogar 14,5 Prozent. Während Portugal jedoch bereits vor 1998 eine hohes Defizit hatte, das zu Beginn der Währungsunion stark zunahm, verschlechterte sich die Leistungsbilanzposition in Spanien und Griechenland langsamer und vor allem in der zweiten Hälfte der 2000er Jahre. Neben Spanien, Griechenland und Portugal lässt sich auch in einigen anderen europäischen Ländern eine signifikante Verschlechterung der Leistungsbilanz beobachten. So haben sich die Leistungsbilanzpositionen von Irland, Italien, Frankreich und Belgien von 1998 bis 2007 um -6,2 bis -3,6 Prozentpunkte verschlechtert. Diese Länder befanden sich jedoch verglichen mit Portugal in einer besseren Ausgangsposition und wiesen 1998 zum Teil Überschüsse in Höhe von 5 Prozent des BIP auf, sodass die Defizite auch unmittelbar vor der Krise eher gering ausfielen.

Abbildung 2: Veränderung im Leistungsbilanzsaldo, 1998-2007



Quelle: OECD Economic Outlook Datenbank, eigene Berechnungen.

Spiegelbildlich zu den wachsenden Defiziten in einigen Ländern haben sich die Leistungsbilanzen in anderen Euro-Ländern erheblich verbessert. Während die Leistungsbilanzpositionen in den Niederlanden und Österreich im Beobachtungszeitraum um rund 3,5 und 5,2 Prozentpunkte gestiegen sind, wies Deutschland sogar ein Plus von 8,5 Prozentpunkten auf. Unmittelbar vor der Finanzkrise betrugen die Leistungsbilanzüberschüsse in den Niederlanden und Österreich 6,7 Prozent und 3,5 Prozent des BIP, Deutschland hat sogar einen Überschuss von 7,7 Prozent des BIP aufgebaut. Da die aggregierte Leistungsbilanzposition in der Eurozone in diesem Zeitraum nahezu ausgeglichen war, kann die Kreditvergabe beziehungsweise Schuldenaufnahme der einzelnen Länder durch die entsprechend gegenläufige Position anderer europäischer Volkswirtschaften erklärt werden.

Als Folge der Finanzkrise haben sich die Ungleichgewichte innerhalb des Euroraums jedoch aufgrund einer Reduktion der Überschüsse sowie einem mit dem Nachfrageeinbruch

einhergehenden deutlichen Rückgang der Defizite beträchtlich vermindert (BARNES *et al.* 2010, S. 6). Wie Abbildung 1 zeigt, sank die durchschnittliche absolute Leistungsbilanzposition 2009 bereits auf 4,5 Prozent des BIP. Allerdings stellt sich dabei die Frage, inwieweit die Verringerung der Leistungsbilanzdivergenzen eine nachhaltige Anpassung darstellt oder zyklisch bedingt ist (DULLIEN 2010, S. 12).

3 Deskriptive Analyse der Leistungsbilanz

Im Folgenden wird zunächst der Zusammenhang zwischen Leistungsbilanzsalden, Kapitalströmen und Ersparnissen erläutert. Die Ausführungen orientieren sich an KRUGMAN und OBSTFELD (2009, S. 398 ff.) sowie DULLIEN (2010, S. 29). Auf Basis dieser Überlegungen werden anschließend die Entwicklungen der Leistungsbilanzsalden für Deutschland, Spanien und Griechenland analysiert.

3.1 Internationale Güter- und Kapitalströme

Die Leistungsbilanz ist neben der Kapitalbilanz und der Bilanz der Vermögensübertragungen ein Bestandteil der Zahlungsbilanz, in der alle internationalen Transaktionen verbucht werden. Der Leistungsbilanzsaldo eines Landes entspricht der Differenz zwischen Exporten und Importen von Gütern, Dienstleistungen und Faktoreinkommen zuzüglich der Nettoübertragungen. Diese Definition lässt sich vereinfacht in folgender Form darstellen:

$$CA = EX - IM, \quad (1)$$

wobei CA den Leistungsbilanzsaldo, EX die Exporte und IM die Importe bezeichnen.² Es zeigt sich, dass die Leistungsbilanzposition eines Landes mit dessen Kapitalexporten und -importen zusammenhängt, da sich dort sowohl der Umfang als auch die Richtung der internationalen Kreditaufnahme widerspiegeln. Diesem Zusammenhang liegt folgende Überlegung zugrunde: Wenn ein Land mehr Güter und Dienstleistungen exportiert als es einführt, baut es Nettoforderungen gegenüber dem Rest der Welt auf. Durch Kreditvergabe finanziert ein solches Land das Leistungsbilanzdefizit seiner Handelspartner. Dies entspricht einem Nettokapitalexport. Umgekehrt gilt, dass für ein Land Nettoauslandsverbindlichkeiten entstehen, wenn es mehr Güter und Dienstleistungen importiert als es an das Ausland liefert. Dies ist gleichbedeutend mit einer Kreditaufnahme im Ausland um den Defizitbetrag, was einem Nettokapitalimport entspricht. Permanente Leistungsbilanzdefizite führen folglich dazu, dass die Nettoauslandsforderungen gegenüber dem Rest der

²Im Rahmen dieser Darstellung wird die Bilanz der laufenden Übertragungen zunächst vernachlässigt. Bei der detaillierten Analyse der Leistungsbilanzsalden im deskriptiven Teil wird dargelegt, wie die laufenden Übertragungen in die Leistungsbilanz eingehen.

Welt kontinuierlich abnehmen und eine wachsende Auslandsverschuldung entsteht. Ein permanenter Leistungsbilanzüberschuss eines Landes ist hingegen gleichbedeutend mit dem kontinuierlichen Aufbau von Nettoforderungen gegenüber dem Rest der Welt. Aus diesen Überlegungen folgt, dass der Leistungsbilanzsaldo eines Landes der Veränderung seines Nettoauslandsvermögens entspricht.

Aus der Nationaleinkommensidentität einer offenen Volkswirtschaft geht außerdem hervor, dass die Leistungsbilanzposition der Differenz zwischen dem Bruttonationaleinkommen Y und den inländischen Ausgaben ($C + G + I$) entspricht

$$CA = Y - C - G - I, \quad (2)$$

wobei C den privaten Konsum, G den öffentlichen Konsum und I die Investitionen darstellen. Ein Land weist demnach ein Leistungsbilanzdefizit auf, wenn die inländischen Ausgaben das Einkommen aus der laufenden Produktion übersteigen. Wenn die inländische Absorption hingegen geringer ist als die Produktion entsteht ein Leistungsbilanzüberschuss.

Definiert man das nationale Sparen S als den Anteil der Produktion Y , der nicht durch den Konsum der privaten Haushalte C oder den staatlichen Konsum G aufgebraucht wird, ergibt sich folgender Zusammenhang für die Leistungsbilanz

$$CA = S - I. \quad (3)$$

Aus dieser Identität der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) geht unmittelbar hervor, dass der Leistungsbilanzsaldo eines Landes der Differenz zwischen gesamtwirtschaftlicher Ersparnis und gesamtwirtschaftlichen Investitionen entspricht. Eine offene Volkswirtschaft kann nur sparen, indem sie ihren produktiven Kapitalstock erhöht oder Forderungen gegenüber dem Ausland aufbaut. Grundsätzlich sind Leistungsbilanzungleichgewichte solange unbedenklich anzusehen, wie sie ein temporäres Phänomen darstellen. Eine Volkswirtschaft ist bei einem temporären Schock in der Lage einen stabilen Konsumpfad beizubehalten. Die persistent wachsenden Ungleichgewichte im Euroraum werfen jedoch die Frage auf, ob es sich dabei um eine nachhaltige Entwicklung handelt.

3.2 Sparverhalten und Leistungsbilanzungleichgewichte

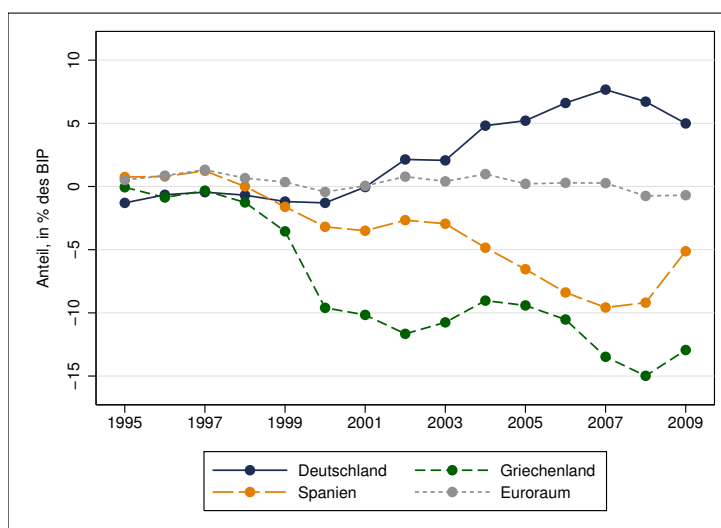
Der deskriptive Teil beschäftigt sich mit der systematischen Analyse der Leistungsbilanzsalden von Deutschland, Spanien und Griechenland für den Beobachtungszeitraum von 1993 bis 2009.³ Folglich können die Leistungsbilanzentwicklungen ab der zweiten Stu-

³Der in den folgenden Abbildungen verwendete Beobachtungszeitraum ist abhängig von der Verfügbarkeit der Daten der AMECO Datenbank der Europäischen Kommission. Einzelne Abbildungen be-

fe der EWU betrachtet werden, die nach dem Vertrag von Maastricht im Januar 1994 begann und bis Ende 1998 andauerte.⁴ Innerhalb dieses Zeitraums mussten die EU-Mitgliedsländer die Konvergenzkriterien erfüllen, um mit der Einführung des Euro als Gemeinschaftswährung 1999 die dritte Stufe zu erreichen.⁵ Dies erlaubt zudem, die Leistungsbilanzentwicklungen während einer Phase zu untersuchen, die durch eine Stärkung der wirtschaftlichen Konvergenz sowie eine Verringerung der Wechselkursvolatilität infolge der Verabschiedung des Wechselkursmechanismus II gekennzeichnet ist.

Im deskriptiven Teil werden Daten der AMECO Datenbank der Europäischen Kommission verwendet, die eine detaillierte und konsistente Analyse aller relevanten Variablen erlauben. Für die Darstellung der Nettoauslandsvermögen der betrachteten Länder wird die aktualisierte Datenbank von Lane und Milesi-Ferretti (2007) genutzt.

Abbildung 3: Leistungsbilanz (in % des BIP), 1995-2009



Quelle: AMECO Datenbank der Europäischen Kommission.

Abbildung 3⁶ zeigt, dass es zwischen Deutschland auf der einen sowie Spanien und Griechenland

⁴Die EWU wurde 1990 mit einem Drei-Stufen-Plan eingeleitet. Die erste Stufe dauerte bis einschließlich 1994. Die zweite Stufe umfasste den Zeitraum von 1995 bis 1998. Mit der Einführung des Euro begann 1999 die dritte und letzte Stufe der EWU. Der Zeitraum bis zur Euro-Einführung wird im Folgenden auch als Vorphase der EWU bezeichnet. In Griechenland wurde der Euro erst 2001 eingeführt.

⁵Bei den EU-Konvergenzkriterien handelt es sich um vier Kriterien (sog. Maastricht-Kriterien), anhand derer die Stabilität der EU-Mitgliedsstaaten bewertet wird. Im Einzelnen müssen die Mitgliedsstaaten Vorgaben in bezug auf die Preisstabilität sowie die Stabilität der öffentlichen Haushalte, der Wechselkurse und der langfristigen Zinssätze erfüllen (siehe EUROPÄISCHE UNION 2008, Art. 140 S. 108 f.).

⁶In Abbildung 3 wird der *Finanzierungssaldo der gesamten Volkswirtschaft* dargestellt. Die Definition des Europäischen Systems der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (ESVG 95) lautet wie folgt: „Der Finanzierungssaldo der gesamten Volkswirtschaft ist gleich der Summe der Finanzierungüberschüsse

chenland auf der anderen Seite von 1995 bis 2007 persistent anwachsende Leistungsbilanzdivergenzen gab. Mit Beginn des EWU-Prozesses Anfang der 1990er Jahre verbesserte sich der Leistungsbilanzsaldo in Deutschland von einem leichten Defizit (1 Prozent des BIP) kontinuierlich auf fast 8 Prozent des BIP in 2007. Die Leistungsbilanzsalden in Spanien und Griechenland hingegen verschlechterten sich massiv. Während Spanien Mitte der 1990er Jahre noch einen ausgeglichenen Saldo aufweisen konnte, entwickelte sich die Leistungsbilanzposition mit Beginn der EWU zu einem Defizit von fast 10 Prozent des BIP im Jahr 2007. Für Griechenland zeigt sich ein ähnliches Bild, wenn auch unter anderen Startbedingungen. Ausgehend von relativ geringen Leistungsbilanzdefiziten verschlechterte sich die Leistungsbilanzposition Griechenlands 1999 sprunghaft um rund 6 Prozentpunkte auf -9,6 Prozent des BIP in 2000. Bis 2007 nahm das Defizit kontinuierlich weiter auf 13,5 Prozent des nationalen BIP zu. Für den gesamten Euroraum zeigt sich hingegen trotz massiv divergierender Leistungsbilanzsalden der einzelnen Länder ein relativ ausgeglichenes Bild.

Die Leistungsbilanzdivergenzen der betrachteten Länder lassen sich fast ausschließlich der zweiten Beobachtungsphase zuordnen, die dem Beginn der EWU 1999 bis zur globalen Finanzkrise 2007 entspricht. Die Ergebnisse in Tabelle 1 (siehe Seite 13) zeigen, dass die Unterschiede in der Leistungsbilanz in der Vorphase der EWU relativ gering waren. Während Deutschland und Griechenland von 1995 bis 1998 ein durchschnittliches Defizit von 0,8 Prozent und 0,6 Prozent des BIP aufwiesen, hatte Spanien einen leichten Leistungsbilanzüberschuss von 0,7 Prozent des BIP. Seit der Einführung des Euro entwickelten sich die Leistungsbilanzpositionen zwischen Deutschland und Spanien um über 7,5 Prozentpunkte auseinander, mit Griechenland sogar um fast 13 Prozentpunkte.

Um die Leistungsbilanzungleichgewichte der einzelnen Länder näher zu untersuchen, werden im Folgenden zwei Verfahren verwendet.⁷ Im ersten Teil soll, ausgehend von einer buchungstechnischen Betrachtungsweise, die Entwicklung der unterschiedlichen Komponenten der Leistungsbilanz genauer untersucht werden. Die Leistungsbilanz wird dabei in drei Teilbilanzen untergliedert.

$$CA = NX + NFI + NCT \quad (4)$$

In der Leistungsbilanz CA werden neben dem Saldo der Handels- und Dienstleistungsbilanz NX auch der Saldo aus Erwerbs- und Vermögenseinkommen NFI sowie der Saldo

beziehungsweise -defizite der institutionellen Sektoren. Diese Gesamtgröße zeigt (wenn sie positiv ist) den Nettobetrag an Mitteln, den die gesamte Volkswirtschaft der übrigen Welt zur Verfügung stellt beziehungsweise (wenn sie negativ ist) den Nettobetrag, den die übrige Welt der gesamten Volkswirtschaft zur Verfügung stellt" (EUROPÄISCHE GEMEINSCHAFT, Paragraf 8.98, S. 295).

⁷HOLINSKI *et al.* 2010 verwenden einen vergleichbaren Ansatz zur Analyse der Leistungsbilanzungleichgewichte von süd- und nordeuropäischen EWU-Mitgliedsländern.

aus laufenden Übertragungen NCT erfasst.⁸

Daran anschließend wird analysiert, inwiefern die Spar- und Investitionsentscheidungen des Privatsektors und des Staates zur Entwicklung der Leistungsbilanzposition beitragen. Aus dem Gleichungssystem der VGR lässt sich ableiten, dass sich der Leistungsbilanzsaldo aus der Differenz von inländischem Sparen und inländischen Investitionen ergibt. Betrachtet man die Entwicklung getrennt nach Sektoren, so ist die Leistungsbilanz durch folgende Gleichung gegeben:

$$CA = (S_G - I_G) + (S_P - I_P), \quad (5)$$

wobei CA den Leistungsbilanzsaldo, $(S_G - I_G)$ den staatlichen Finanzierungssaldo und $(S_P - I_P)$ den Finanzierungssaldo des Privatsektors darstellen.⁹¹⁰

3.2.1 Analyse von Teilbilanzen der Leistungsbilanz

Betrachtet man die kontinuierliche Zunahme der Leistungsbilanzdivergenzen in der Eurozone seit Mitte der 1990er Jahre, so stellt sich insbesondere in einem gemeinsamen Währungsraum die Frage, wie nachhaltig die makroökonomischen Ungleichgewichte sind, da hier keine Anpassungen der nominalen Wechselkurse und Zinssätze möglich sind. Die Analyse der einzelnen Teilbilanzen der Leistungsbilanz ist dabei sehr aufschlussreich, da die Zusammensetzung deutlich macht, wie sich die Ungleichgewichte auf die gegenwärtige und zukünftige Entwicklung auswirken werden. Sieht man von Bewertungseffekten, die etwa infolge von Wechselkursänderungen entstehen, ab, so führen dauerhafte Leistungsbilanzdefizite zu einer zunehmenden Auslandsverschuldung. Dies bedeutet für die Euroraum-Länder jedoch, dass es schwieriger wird, den aktuellen Divergenzprozess zu bremsen und die Ungleichgewichte zu reduzieren (HOLINSKI *et al.* 2010, S. 9).

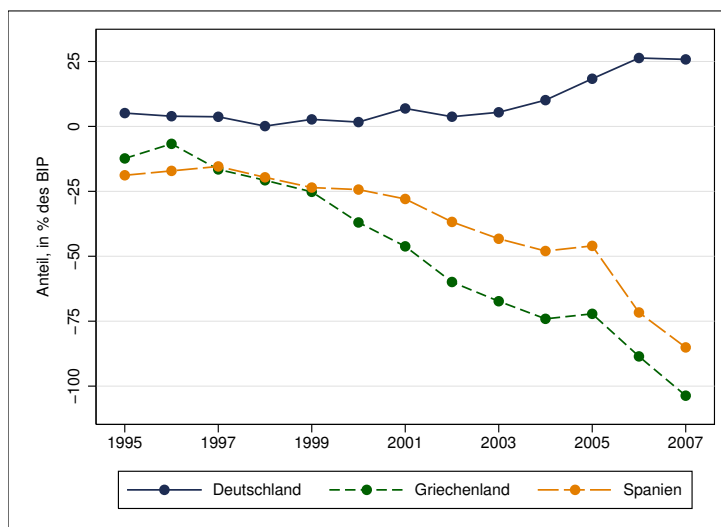
In Abbildung 4 wird die Entwicklung des Nettoauslandsvermögens in Prozent des BIP von 1995 bis 2007 dargestellt. In Übereinstimmung mit der Entwicklung der Leistungsbi-

⁸Bei der Analyse der Teilbilanzen entspricht die Leistungsbilanz dem *Saldo der laufenden Außentransaktionen*. Das Europäische System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung definiert den Saldo der laufenden Außentransaktionen folgendermaßen: „Der Saldo des Außenkontos der Primäreinkommen und Transfers zeigt für die Volkswirtschaft den Überschuss (wenn er negativ ist) beziehungsweise das Defizit (wenn er positiv ist) ihrer laufenden Transaktionen (Waren- und Dienstleistungsverkehr, Primäreinkommen, laufende Transfers) mit der übrigen Welt“ (EUROPÄISCHE GEMEINSCHAFT (1996), Paragraf 8.97, S. 295).

⁹Bei der Analyse der Teilbilanzen wurde der *Saldo aus laufenden Außentransaktionen* der AMECO Datenbank verwendet. Für die Disaggregation der Leistungsbilanz in die finanziellen Salden des privaten und öffentlichen Sektors wurde hingegen mit dem *Finanzierungssaldo der gesamten Volkswirtschaft* der AMECO Datenbank gearbeitet. Aufgrund unterschiedlicher Abgrenzungen und Messmethoden können bei den Leistungsbilanzsalden geringe Abweichungen auftreten.

¹⁰Der Finanzierungssaldo des Privatsektors ergibt sich aus der Differenz zwischen dem Saldo der Leistungsbilanz und dem gesamtwirtschaftlichen Budgetsaldo. Die Ersparnis des privaten Sektors entspricht dem Finanzierungssaldo des Privatsektors zuzüglich der Bruttoanlageinvestitionen.

Abbildung 4: Nettoauslandsvermögen (in % des BIP), 1995-2007

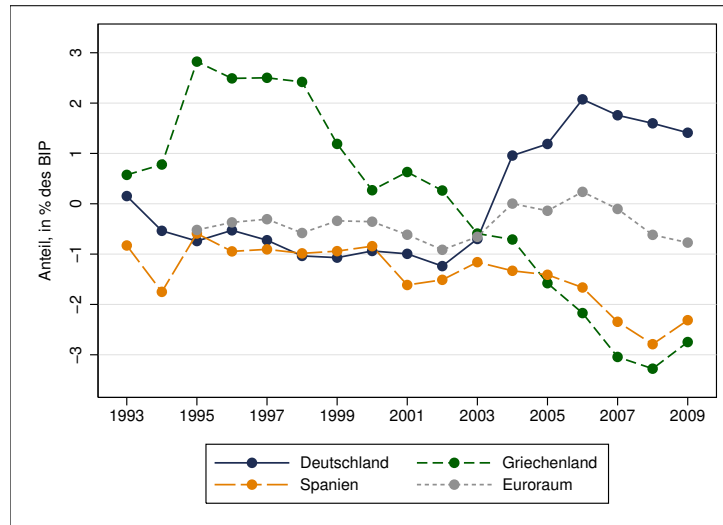


Quelle: Lane und Milesi-Ferreti (2007).

lanzsalden zeigt sich, dass die Nettoauslandspositionen in der Vorphase der EWU relativ stabil waren. Infolge anhaltender Leistungsbilanzüberschüsse seit 2000 erhöhten sich die Nettoauslandsforderungen in Deutschland bis 2007 auf rund 26 Prozent des nationalen BIP. In den südeuropäischen Ländern erhöhten sich die Nettoauslandsverbindlichkeiten bis unmittelbar vor der Finanzkrise massiv und betragen in Spanien rund 85 Prozent des BIP, in Griechenland sogar 104 Prozent des BIP. Die Nettoauslandsposition dürfte sich seit 2007 zudem weiter verschlechtert haben, da Spanien und Griechenland bei einem sinkenden BIP anhaltend große Leistungsbilanzdefizite aufwiesen (DULLIEN 2010, S. 31). Sofern die Nettoauslandsposition nicht stabilisiert werden kann, stehen die südeuropäischen Länder vor der Problematik einer nachhaltigen Finanzierbarkeit der mit den anhaltenden Leistungsbilanzdefiziten einhergehenden steigenden Nettoauslandsverschuldung.

In Abbildung 5 wird die Entwicklung der Erwerbs- und Vermögenseinkommen für den Zeitraum von 1993 bis 2009 dargestellt. Dabei zeigt sich, dass die südlichen Länder infolge der steigenden Auslandsverschuldung einen beträchtlich höheren Anteil ihres BIP darauf verwendeten, die Forderungen ausländischer Gläubiger zu bedienen. Spanien bewegte sich bis 2005 auf einem stabilen Niveau um -1 Prozent des BIP. Bis zur Finanzkrise erhöhte sich das Defizit leicht, sodass sich die Zahlungen aus Erwerbs- und Vermögenseinkommen in 2008 auf 2,8 Prozent des BIP beliefen. Griechenland war hingegen bis Anfang der 2000er Jahre noch Nettoempfänger. 2003 überstiegen die Erträge, die Ausländer für ihre Anlagen in Griechenland erhielten erstmals die der Griechen für Anlagen im Ausland. Seitdem ist auch diese Teilbilanz defizitär. Von 1995 an verschlechterte sich die Teilbilanz für Griechenland um rund 6 Prozentpunkte, sodass 2008 rund 3,3 Prozent des BIP für zu leistende Erwerbs- und Vermögenseinkommen aufgebracht werden mussten. Deutschland

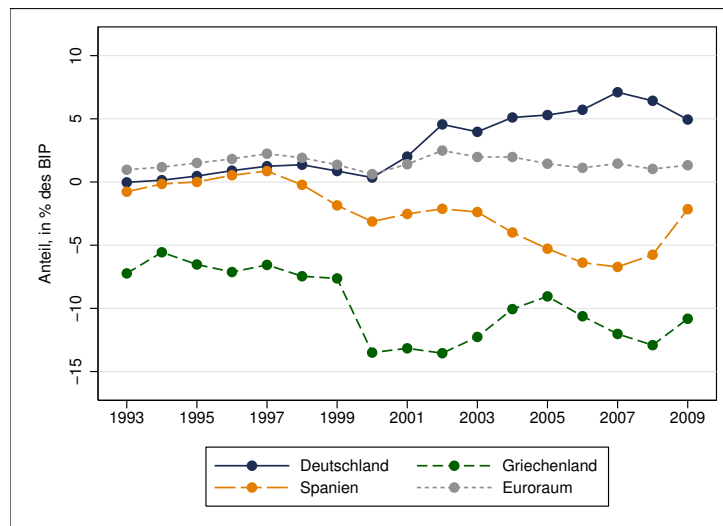
Abbildung 5: Erwerbs- und Vermögenseinkommen (in % der BIP), 1993-2009



Quelle: AMECO Datenbank der Europäischen Kommission.

hingegen wies bis Anfang der 2000er Jahre zunächst ein leichtes Defizit auf. In den vergangenen sechs Jahren wurden jedoch Zahlungen aus Erwerbs- und Vermögenseinkommen in einer durchschnittlichen Höhe von 1,5 Prozent des BIP empfangen.

Abbildung 6: Nettoexporte (in % des BIP), 1993-2009



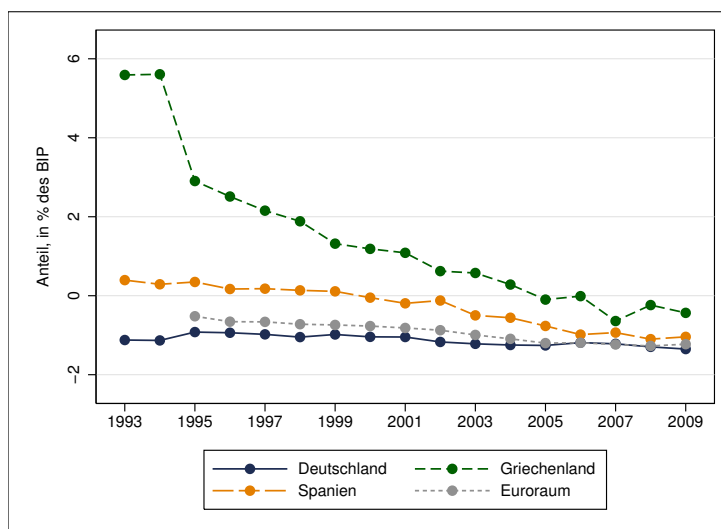
Quelle: AMECO Datenbank der Europäischen Kommission.

Abbildung 6 zeigt die Nettoexporte, welche sich aus der Differenz der Exporte und Importe von Waren und Dienstleistungen ergeben. Während sich die deutschen Nettoexporte zwischen 1993 und 2000 stabil zwischen einer ausgeglichenen Position und rund 1,5 Prozent des BIP bewegten, stiegen sie bis 2007 auf über 7 Prozent des BIP an. Bis zur

Einführung des Euro zeigte sich für Spanien eine ähnliche Entwicklung der Nettoexporte. Von 1999 bis 2007 verschlechterte sich der spanische Außenbeitrag jedoch um knapp 7 Prozentpunkte. Auch die Entwicklung der Nettoexporte in Griechenland erwies sich bis Ende 1999 mit geringen Schwankungen um -7 Prozent des BIP als relativ konstant, wengleich mit dem Beginn der EWU ein Sprung um rund 6,5 Prozentpunkte auf -13,5 Prozent des BIP einherging. Zwischen 2000 und 2007 bewegten sich die Nettoexporte in einem Bereich zwischen -9 und -13,5 Prozent des BIP. Die relativ stabile Entwicklung der Defizite in Griechenland ist allerdings insofern bemerkenswert, als dass sie über einen längeren Zeitraum keine Restriktion der Nettoimporte implizierte, um die wachsenden Verbindlichkeiten der Erwerbs- und Vermögenseinkommen auszugleichen. Dieser Umstand bedeutet wiederum, dass das wachsende Defizit bei den Erwerbs- und Vermögenseinkommen direkt zur Verschlechterung der Leistungsbilanz und somit zu einer zunehmenden Auslandsverschuldung beitrug.

Interpretiert man die Summe aus Exporten und Importen in Prozent des BIP einer Volkswirtschaft als deren Offenheitsgrad, so zeigt sich für Spanien und den Euroraum, dass dieser 2007 rund 1,6 Mal und in Griechenland 1,4 Mal so hoch war wie noch 1993, in Deutschland hat sich der Offenheitsgrad sogar beinahe verdoppelt. Der zunehmende Offenheitsgrad der Euroraum-Länder stellt einen guten Indikator für die Anfälligkeit einer Volkswirtschaft hinsichtlich der wachsenden Leistungsbilanzungleichgewichte in den vergangenen Jahren dar.

Abbildung 7: Laufende Übertragungen (in % des BIP), 1993-2009



Quelle: AMECO Datenbank der Europäischen Kommission.

In Abbildung 7 wird die Entwicklung der laufenden Übertragungen (Transferbilanz) für den Zeitraum von 1993 bis 2009 gezeigt. Dabei sind folgende Punkte zu beachten: Deutschland transferierte während des gesamten Beobachtungszeitraums konstant über

1 Prozent des BIP ins Ausland, während Spanien bis 2000, Griechenland sogar bis 2005 Nettoempfänger laufender Übertragungen waren. Das Nettovolumen der laufenden Übertragungen in Griechenland verschlechterte sich jedoch kontinuierlich von ursprünglich 5,6 Prozent des BIP auf rund -0,5 Prozent des BIP. Für Spanien zeigt sich ebenfalls ein Abwärtstrend, wobei hier anzumerken ist, dass der Ausgangswert 1993 geringer war als in Griechenland. Darüber hinaus kann man analog zu den Entwicklungen der Erwerbs- und Vermögenseinkommen feststellen, dass sich der Rückgang der laufenden Nettoübertragungen in Spanien und vor allem in Griechenland direkt in der Leistungsbilanz niederschlug und keine ausgleichenden Anpassungen in der Handels- und Dienstleistungsbilanz beobachtet werden konnten.

Die Analyse der Teilbilanzen der Leistungsbilanz ergibt folgende zentrale Ergebnisse. Die Leistungsbilanzüberschüsse in Deutschland lassen sich auf eine Verbesserung der Handels- und Dienstleistungsbilanz sowie der Erwerbs- und Vermögenseinkommen zurückführen. Bei einer ausgeglichenen Position der Nettoexporte bis 2000 ist in Deutschland vor allem das sehr starke Exportwachstum bei einem weniger starken Importwachstum für die Steigerung der Nettoexporte verantwortlich. In Spanien und Griechenland haben neben einer Verschlechterung der Nettoexporte infolge steigender Importe der Rückgang der laufenden Übertragungen und die wachsenden Zahlungsverpflichtungen aus den Erwerbs- und Vermögenseinkommen zur Verschlechterung der Leistungsbilanzposition beigetragen. Darüber hinaus zeigt sich, dass die Leistungsbilanzdivergenzen im Euroraum zu einer massiven Auslandsverschuldung in Spanien und Griechenland geführt haben.

3.2.2 Sparen und Investitionen im privaten und staatlichen Sektor

Bei der Analyse der Spar- und Investitionsentscheidungen wird zwischen dem öffentlichen Sektor und dem Privatsektor, der alle Haushalte und Unternehmen umfasst, unterschieden. Beide Sektoren tragen infolge ihrer Spar- und Investitionsentscheidungen zur Entwicklung der Leistungsbilanzposition einer Volkswirtschaft bei.

Tabelle 1: Disaggregation durchschnittlicher Leistungsbilanzen (in % des BIP)

	Leistungsbilanzsaldo		Finanzierungssaldo Staat		Finanzierungssaldo Privatsektor	
	1995-1998	1999-2007	1995-1998	1999-2007	1995-1998	1999-2007
Deutschland	-0,77	2,89	-4,45	-2,12	3,68	5,01
Spanien	0,70	-4,81	-4,48	0,08	5,18	-4,89
Griechenland	-0,63	-9,80	-6,36	-5,26	5,73	-4,53

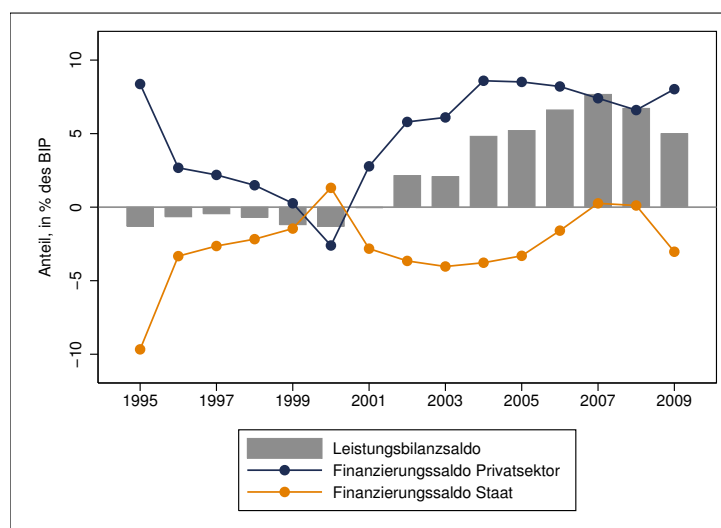
Quelle: AMECO Datenbank der Europäischen Kommission, eigene Berechnungen.

Aus Tabelle 1 lässt sich entnehmen, wie der durchschnittliche Finanzierungssaldo des Staates sowie des Privatsektors die Entwicklung der Leistungsbilanzposition beeinflusste. Vergleicht man die durchschnittlichen Finanzierungssalden in den beiden beobachteten Zeiträumen in Deutschland, so zeigt sich, dass der Leistungsbilanzüberschuss sowohl auf einen Rückgang des staatlichen Budgetdefizits (2,3 Prozentpunkte) als auch einen Anstieg im Finanzierungssaldo des Privatsektors (1,3 Prozentpunkte) zurückzuführen ist. Für Spanien und Griechenland ändert sich dieses Bild jedoch grundsätzlich. Während das durchschnittliche Staatsdefizit in Spanien mit der Einführung des Euro um rund 4,4 Prozentpunkte zurückging, verschlechterte sich der Finanzierungssaldo des Privatsektors um über 10 Prozentpunkte, was zu einem kontinuierlichen Aufbau von Leistungsbilanzdefiziten führte. Für Griechenland lässt sich im Privatsektor eine ähnliche Entwicklung erkennen, wobei die Verschlechterung der Leistungsbilanzposition noch dadurch verstärkt wurde, dass die Verringerung des Staatsdefizits mit 1 Prozentpunkt eher moderat ausfiel.

Im Folgenden werden die Entwicklungen der einzelnen Finanzierungssalden sowie der Spar- und Investitionsentscheidungen im Privatsektor getrennt nach Ländern analysiert.

Deutschland

**Abbildung 8: Finanzierungssalden in Deutschland
(in % des BIP), 1995-2009**



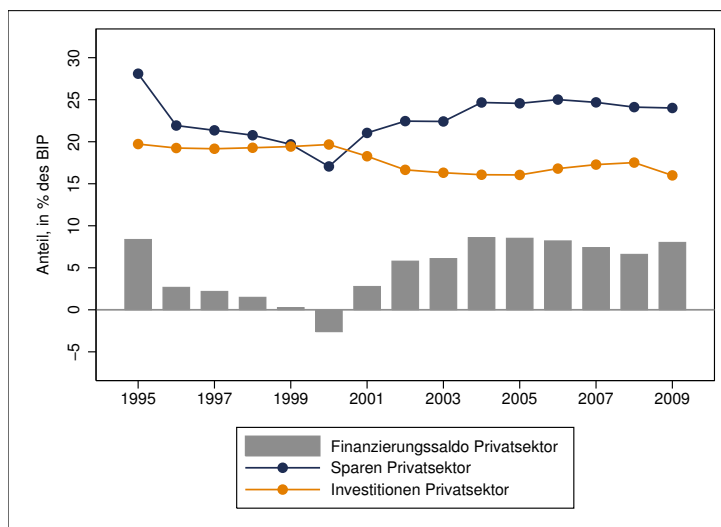
Quelle: AMECO Datenbank der Europäischen Kommission, eigene Berechnungen.

Betrachtet man die einzelnen Finanzierungssalden für Deutschland von 1995 bis Ende 2009, so zeigt sich folgendes Bild. Der Finanzierungssaldo des Privatsektors verschlechterte sich in der Vorphase der EWU bis 2000 von 8,4 Prozent des BIP auf bis zu -2,6 Prozent des BIP um 11 Prozentpunkte. Während des gleichen Zeitraums verzeichnete

der Finanzierungssaldo des Staates eine Verbesserung um 11 Prozentpunkte, sodass der Leistungsbilanzsaldo mit einem leichten Defizit relativ ausgeglichen war. Von 2000 bis 2007 stieg das staatliche Defizit mit einem Maximalwert von -4 Prozent des BIP in 2003 zunächst leicht an, um in den folgenden Jahren wieder zu einer ausgeglichenen Position zurückzukehren. Während des gleichen Zeitraums wuchs der Finanzierungssaldo des Privatsektors um über 11 Prozentpunkte auf 8,6 Prozent des BIP in 2004 stark an und bewegte sich daraufhin relativ konstant auf diesem Niveau. Auf Basis dieser Entwicklungen zeigt sich für den Leistungsbilanzsaldo seit Beginn der EWU ein kontinuierlicher Anstieg um 9 Prozentpunkte auf 7,7 Prozent des BIP in 2007. Während in den frühen 2000er Jahren der Anstieg des Leistungsbilanzsaldos in Deutschland wohl in erster Linie auf den Finanzierungssaldo des Privatsektors zurückzuführen ist, zeigt sich ab 2004, dass bei relativ stabiler Position im Privatsektor der Abbau des staatlichen Defizits für die stetige Verbesserung der Leistungsbilanzposition verantwortlich war.

Mit Beginn der globalen Wirtschafts- und Finanzkrise hingegen sank der Leistungsbilanzsaldo um knapp 3 Prozentpunkte, was mit einem Anstieg der staatlichen Defizitquote in dieser Größenordnung einherging.

Abbildung 9: Privatsektor in Deutschland (in % des BIP), 1995-2009



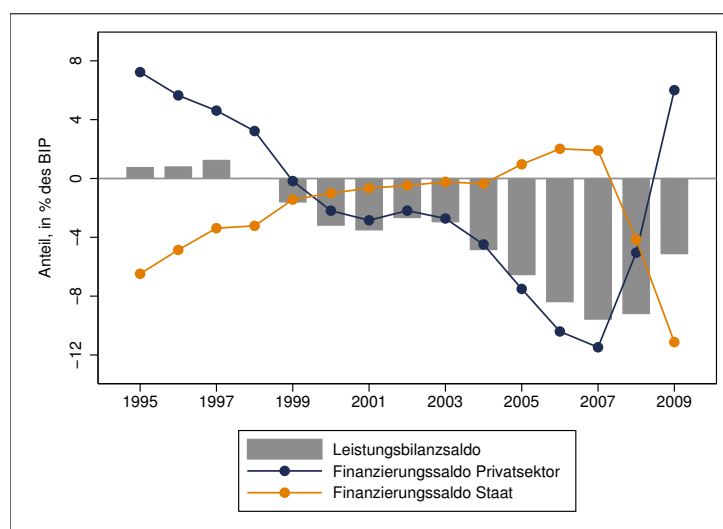
Quelle: AMECO Datenbank der Europäischen Kommission, eigene Berechnungen.

Abbildung 9 zeigt, dass der Finanzierungssaldo des Privatsektors in Deutschland vor allem durch die Entwicklung des privaten Sparens determiniert wurde. Während die Investitionen über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg einen geringfügig negativen Trend aufwiesen und bis Ende 2007 nur um rund 2,4 Prozentpunkte von 19,7 Prozent auf 17,3 Prozent des BIP zurückgingen, stieg das private Sparen von 2000 bis 2007 um knapp 8 Prozentpunkte auf 24,7 Prozent des BIP und ist somit für den Großteil des Anstiegs des

Finanzierungssaldos von rund 10 Prozentpunkten in diesem Zeitraum verantwortlich. Die Entwicklung der Investitionen im Privatsektor findet sich auch bei den Investitionen im Wohnungsbau. In Deutschland ist zu Beginn der EWU ein trendmäßiger Rückgang bei den Wohnungsbauinvestitionen zu erkennen. Die Investitionsquote hat sich jedoch Anfang der 2000er Jahre auf einem Niveau von 5,5 Prozent des BIP stabilisiert.

Spanien

**Abbildung 10: Finanzierungssalden in Spanien
(in % des BIP), 1995-2009**

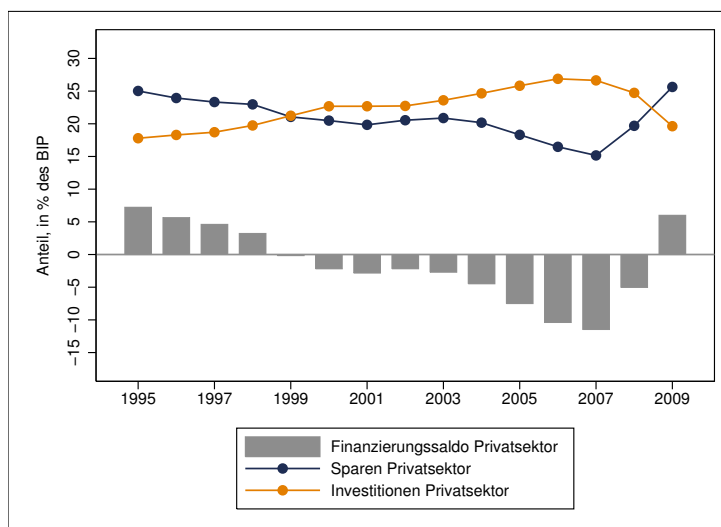


Quelle: AMECO Datenbank der Europäischen Kommission, eigene Berechnungen.

Betrachtet man den staatlichen Finanzierungssaldo in Spanien, so zeigt sich von 1995 bis 1999 wie zuvor für Deutschland ein deutlicher Aufwärtstrend, der mit einem Rückgang des Budgetdefizits um gut 5 Prozentpunkte einherging. Die Entwicklung des Finanzierungssaldos im Privatsektor verlief mit einer Verschlechterung um rund 7,5 Prozentpunkte während dieses Zeitraums hingegen spiegelbildlich. Somit war der Leistungsbilanzsaldo Spaniens mit geringen Schwankungen relativ ausgeglichen. Mit Beginn der EWU veränderte sich dieses Bild jedoch deutlich. Während der staatliche Finanzierungssaldo von 1999 bis 2007 seinen Aufwärtstrend zwar fortsetzte, im Mittel jedoch mit knapp 0,1 Prozent des BIP stabil und ausgeglichen war, verschlechterte sich der Saldo des Privatsektors weiterhin massiv. Ab 1999 wies der Finanzierungssaldo erstmals einen negativen Wert aus und verschlechterte sich bis Ende 2007 um rund 11,5 Prozentpunkte. Aufgrund der relativ stabilen Entwicklung im öffentlichen Sektor zeigte der Leistungsbilanzsaldo einen ähnlichen Verlauf. Seit Beginn der EWU lies sich für den Leistungsbilanzsaldo bis 2007 eine Verschlechterung um rund 8 Prozentpunkte feststellen.

Mit Beginn der globalen Wirtschafts- und Finanzkrise veränderten sich die bisherigen Entwicklungen seit Bestehen der EWU jedoch schlagartig. Während der Finanzierungssaldo des Privatsektors von -11,5 Prozent in 2007 auf 6 Prozent des BIP in 2009 um 17,5 Prozentpunkte anstieg, verzeichnete der staatliche Finanzierungssaldo eine Verschlechterung um rund 13 Prozentpunkte auf über -11 Prozent des BIP, was sich in einer Verbesserung der Leistungsbilanz um 4,5 Prozentpunkte niederschlug.

Abbildung 11: Privatsektor in Spanien (in % des BIP), 1995-2009

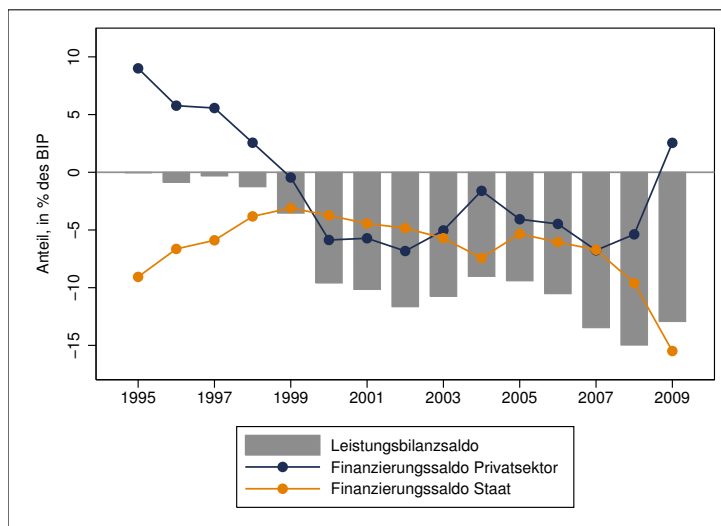


Quelle: AMECO Datenbank der Europäischen Kommission, eigene Berechnungen.

Betrachtet man den Finanzierungssaldo des Privatsektors in Spanien hinsichtlich der getroffenen Spar- und Investitionsentscheidungen, so zeigt sich ein differenziertes Bild. Während vor 1999 das nationale Sparen die Investitionen noch übertraf, weitete sich in den daran anschließenden Jahren das Defizit im Privatsektor sukzessive aus. Dies ist einerseits auf einen starken Anstieg bei den privaten Investitionen zurückzuführen, die sich von 1995 bis 2007 um knapp 9 Prozentpunkte auf 26,6 Prozent des BIP steigerten. Außerdem verringerte sich das private Sparen im gleichen Zeitraum um rund 10 Prozentpunkte auf 15,2 Prozent des BIP. Mit Beginn der Wirtschafts- und Finanzkrise gingen die Investitionen massiv zurück (7 Prozentpunkte) und das private Sparen nahm zu (10,5 Prozentpunkte), sodass sich der Finanzierungssaldo des Privatsektors erheblich verbessern konnte. Die Entwicklungen der Investitionen im Privatsektor spiegeln sich vor allem in Spanien in den Wohnungsbauinvestitionen wider. Seit Beginn der EWU 1999 ist die Investitionsquote bis unmittelbar vor der Finanzkrise um knapp 4,3 Prozentpunkte auf 9,3 Prozent des BIP gestiegen. Bis 2009 ist bei den Wohnungsbauinvestitionen gemessen am BIP jedoch ein Rückgang um 3,5 Prozentpunkte zu beobachten.

Griechenland

Abbildung 12: Finanzierungssalden in Griechenland
(in % des BIP), 1995-2009

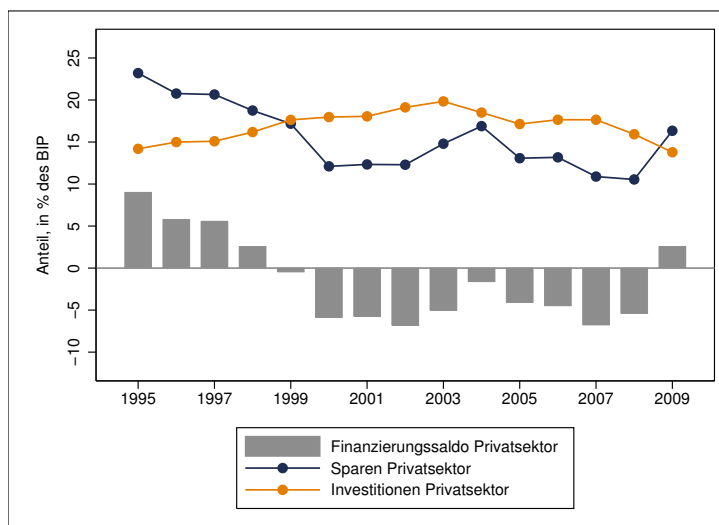


Quelle: AMECO Datenbank der Europäischen Kommission, eigene Berechnungen.

Für den Beobachtungszeitraum bis zum Beginn der EWU lässt sich im Hinblick auf die Verlaufsmuster der einzelnen Finanzierungssalden in Griechenland ein weitgehend ähnliches Bild wie zuvor für Deutschland und Spanien feststellen. Während der Finanzierungssaldo des Staates einen deutlichen Aufwärtstrend aufwies, der sich in einer Verbesserung von -9,1 Prozent in 1995 auf -3,1 Prozent des BIP in 1999 widerspiegelte, zeigen die Entwicklungen im Privatsektor mit einer deutlichen Verschlechterung um knapp 15 Prozentpunkte bis ins Jahr 2000 ein entgegengesetztes Bild. Bis zum Beginn der Finanzkrise schwankte das Defizit des Privatsektors relativ konstant um -5 Prozent des BIP, wohingegen der Staatssektor für diesen Zeitraum eine sukzessive Verschlechterung um rund 3 Prozentpunkte auf -6,7 Prozent des BIP verzeichnete. Während sich die Defizitquote des Staates bis Ende 2009 auf -15,5 Prozent des BIP massiv verschlechterte, stieg der Saldo des Privatsektors um über 9 Prozentpunkte auf 2,5 Prozent des BIP an.

Es lässt sich somit festhalten, dass sich die Veränderungen im Leistungsbilanzsaldo Griechenlands sowohl auf die Entwicklungen des Privat- sowie des Staatssektors zurückführen lassen. Bis Anfang 2000 ging die Verschlechterung der Leistungsbilanz um knapp 10 Prozentpunkte mit dem Aufbau eines massiven Defizits im Privatsektor einher, wohingegen im Staatssektor sogar eine positive Entwicklung zu erkennen ist. Während der Anfangsphase der EWU schwankte der Leistungsbilanzsaldo relativ stabil um -10 Prozent des BIP, wobei sich die Verschlechterung Ende 2007 auf -13,5 Prozent des BIP mit der Entwicklung des staatlichen Sektors wie auch des Privatsektors begründen lässt.

Abbildung 13: Privatsektor in Griechenland (in % des BIP), 1995-2009



Quelle: AMECO Datenbank der Europäischen Kommission, eigene Berechnungen.

Abbildung 13 zeigt die Spar- und Investitionsentwicklung für den Privatsektor in Griechenland von 1993 bis 2009. Auch in Griechenland stiegen die privaten Investitionen im beobachteten Zeitraum, wenngleich auch nicht in der Größenordnung von Spanien. Es zeigt sich ebenfalls, dass die privaten Investitionen das Sparen erst ab 1999 überstiegen, wobei angemerkt sei, dass sich dieses Bild 2009 als Folge der Krise wieder änderte. Von 1995 bis Ende 2007 wuchsen die Investitionen bei einem zwischenzeitlichen Maximalwert von knapp 20 Prozent des BIP in 2003 um rund 3,5 Prozentpunkte auf 17,7 Prozent des BIP an. Das private Sparen hingegen sank von 23,2 Prozent des BIP in 1995 um 12,3 Prozentpunkte bis 2007 und war somit maßgeblich für die Entwicklung des Finanzierungssaldos. Für Griechenland ist im Beobachtungszeitraum hingegen kein Anstieg bei den Wohnungsbauinvestitionen zu erkennen. Die Investitionsquote bei den Wohngebäuden bewegte sich bis 2007 mit kleineren Abweichungen (1 Prozentpunkt) um 7,3 Prozent des BIP. Mit Beginn der Finanzkrise gingen die Wohnungsbauinvestitionen jedoch spürbar zurück (knapp 3,5 Prozentpunkte).

Aus Tabelle 2 lässt sich entnehmen, wie das durchschnittliche Sparen sowie die Investitionen in Deutschland, Spanien und Griechenland zur Entwicklung des Finanzierungssaldos im Privatsektor beitrugen. Dabei wird deutlich, dass sich das durchschnittliche nationale Sparen im Privatsektor in Deutschland in den beobachteten Zeiträumen kaum veränderte, während die Entwicklung der Investitionen ungefähr der Größenordnung des Finanzierungssaldos im Privatsektor entspricht. Dieses Ergebnis zeigt, dass weder der EWU-Prozess, noch die Einführung einer gemeinsamen Währung das Spar- und Inves-

Tabelle 2: Disaggregation Finanzierungssaldo des Privatsektors (in % des BIP)

	Finanzierungssaldo Privatsektor		Sparen Privatsektor		Investitionen Privatsektor	
	1995-1998	1999-2007	1995-1998	1999-2007	1995-1998	1999-2007
Deutschland	3,68	5,01	23,04	22,40	19,36	17,39
Spanien	5,18	-4,89	23,82	19,22	18,64	24,10
Griechenland	5,73	-4,53	20,84	13,64	15,12	18,18

Quelle: AMECO Datenbank der Europäischen Kommission, eigene Berechnungen.

titionsverhalten in Deutschland erheblich beeinflusst haben. Wendet man sich allerdings Spanien und Griechenland zu, so ändert sich die Situation grundlegend. Während sich in der Vorphase der EWU das Sparen im Privatsektor in beiden Ländern auf einem ähnlichen Niveau wie in Deutschland bewegte, sieht man für den zweiten Beobachtungszeitraum von 1999 bis 2007 einen Rückgang um rund 4,5 Prozentpunkte in Spanien und 7 Prozentpunkte in Griechenland. Gleichzeitig stiegen die durchschnittlichen Investitionen in Spanien und Griechenland um 5,5 beziehungsweise 3 Prozentpunkte, was zu einer Verschlechterung der Leistungsbilanzposition beigetragen hat.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass sowohl Deutschland, als auch Griechenland und Spanien in der Vorphase der EWU versucht haben, die Maastricht-Kriterien zu erfüllen und ihre ursprüngliche Defizitposition abzubauen. An dieser Stelle sei jedoch angemerkt, dass die Phase der fiskalpolitischen Konsolidierung mit einem Aufwärtstrend im Konjunkturzyklus einherging und vor allem die südlichen Länder vor diesem Hintergrund größere Anstrengungen hätten unternehmen müssen, um den nachfolgenden Aufbau massiver Leistungsbilanzdefizite frühzeitig zu verhindern. Besonders interessant ist die Beobachtung, dass sich die Finanzierungssalden des Privatsektors und des staatlichen Sektors in Spanien und Griechenland vor Einführung des Euro fast spiegelbildlich entwickelten, sodass mit einer deutlichen Verbesserung des Staatsdefizits eine erhebliche Verschlechterung im Finanzierungssaldo des Privatsektors einherging. Dies ist ein Hinweis darauf, dass die Anpassungskosten fiskalpolitischer Maßnahmen, die im Rahmen des Maastrichtvertrags vorgeschrieben waren, starken Einfluss auf die Entwicklungen im Privatsektor hatten (HOLINSKI *et al.* 2010, S. 7). Zudem deuten die Ergebnisse darauf hin, dass sich die Leistungsbilanzdivergenzen der beobachteten Länder im Euroraum durch die gegenseitige Beeinflussung des öffentlichen und des privaten Sektors erklären lassen.

4 Theoretische Überlegungen und Literaturüberblick

Seit den frühen 1980er Jahren beschäftigen sich vermehrt sowohl theoretische als auch empirische Studien mit intertemporalen Aspekten der Leistungsbilanz, was vor allem auf die konzeptuellen Entwicklungen der Makroökonomik offener Volkswirtschaften zurückzuführen ist (BUSSIÈRE *et al.* 2004, S. 7). Insbesondere der intertemporale Ansatz der Leistungsbilanzanalyse, der ursprünglich auf SACHS (1981) zurückgeht und von OBSTFELD und ROGOFF (1995, 1999) weiterentwickelt wurde, erlaubt, die Leistungsbilanzdynamik und deren Determinanten zu untersuchen.

4.1 Das intertemporale Modell der Leistungsbilanz

Aus der Nationaleinkommensidentität geht hervor, dass der Saldo der Leistungsbilanz die aggregierte Spar- und Investitionstätigkeit einer Volkswirtschaft widerspiegelt. Die Saldenmechanik der VGR kann allerdings nicht erklären, wie Leistungsbilanzschwankungen entstehen. Um ein intuitives Verständnis der Dynamik der Leistungsbilanz zu erlangen, wird im folgenden Abschnitt der intertemporale Ansatz der Leistungsbilanzanalyse von OBSTFELD und ROGOFF (1995, 1999) kurz dargelegt. Der formale Rahmen ist durch folgende Annahmen gegeben: Das Modell betrachtet eine kleine offene Volkswirtschaft für einen unendlichen Zeithorizont, die aus einem repräsentativen Haushalt mit vollkommener Voraussicht besteht. Die Spar- und Investitionsentscheidungen lassen sich auf das intertemporale Optimierungskalkül des repräsentativen Haushalts zurückführen und determinieren die Entwicklung der Leistungsbilanz. Der repräsentative Haushalt hat Zugang zum internationalen Kapitalmarkt, auf dem festverzinsliche (risikolose) Wertpapiere gehandelt werden können. Der inländische Zins ist exogen durch den Weltmarktzins gegeben. Darüber hinaus wird perfekte Kapitalmobilität unterstellt. Im In- und Ausland wird ein identisches Gut hergestellt und konsumiert, das nicht gelagert werden kann. Die Bevölkerung besteht aus identischen Haushalten, deren Größe auf Eins normiert ist.

Entscheidungsproblem des repräsentativen Haushalts

Der Gegenwartswert des Lebensnutzens („lifetime utility“) eines repräsentativen Haushalts ist durch folgende intertemporale Nutzenfunktion gegeben

$$U_t = \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u(C_s), \quad (6)$$

wobei C das Konsumniveau des Haushalts in Periode t und $u(C_s)$ die Periodennutzenfunktion darstellt. Der Grenznutzen ist positiv, aber abnehmend ($u'(C) > 0$, $u''(C) < 0$).¹¹ Dies bedeutet, dass der Nutzen im Konsum steigt, wobei der Nutzen aus einer zusätzlichen Konsumeinheit mit steigendem Konsumniveau abnimmt. Der Parameter $\beta \in [0, 1]$ bezeichnet den subjektiven Diskontfaktor und bildet die Zeitpräferenz des repräsentativen Haushalts ab. Je kleiner β ist, desto stärker gewichtet der repräsentative Haushalt die Gegenwart.¹²

Die Leistungsbilanz

Der Saldo der Leistungsbilanz CA_t wird als Veränderung der Nettoauslandsvermögensposition einer offenen Volkswirtschaft definiert

$$CA_t = B_{t+1} - B_t = Y_t + rB_t - C_t - G_t - I_t, \quad (7)$$

wobei B_{t+1} das Nettoauslandsvermögen am Ende der Periode t angibt. Y_t bezeichnet das Bruttoinlandsprodukt, rB_t das Zinseinkommen aus dem Auslandsvermögen, I_t die Investitionen, G_t die Staatsausgaben sowie C_t die Konsumausgaben. Es wird angenommen, dass zu Beginn der ersten Periode kein Auslandsvermögen beziehungsweise keine Auslandsverschuldung existiert. Das anfängliche Nettoauslandsvermögen aller zukünftiger Perioden wird durch das vergangene Spar- und Investitionsverhalten des repräsentativen Haushalts determiniert. Der Austausch von Ressourcen über Perioden hinweg ($B_{t+1} - B_t$) wird als intertemporaler Handel bezeichnet.

Einkommen und Investitionen

Der repräsentative Haushalt ist im Modell gleichzeitig auch Produzent und hat die Möglichkeit, einen Teil seines erwirtschafteten Einkommens in den Kapitalstock K_t zu investieren. In der ersten Periode ist der Kapitalstock exogen gegeben. Die Veränderung des Kapitalbestands im Zeitablauf lässt sich durch $K_{t+1} = K_t + I_t$ beschreiben. Das Einkommen ist von der Höhe des Kapitalstocks abhängig und durch folgende Produktionsfunktion gegeben¹³

$$Y_t = A_t F(K_t), \quad (8)$$

¹¹Es wird angenommen, dass die Individuen eine endliche Lebensdauer haben und den Nutzen der unmittelbar nachfolgenden Generation in ihr Optimierungskalkül einbeziehen. Durch Iteration ergibt sich die Nutzenfunktion mit unendlichem Zeithorizont. Die Nutzenfunktion wird auch als *dynastische Nutzenfunktion* bezeichnet. Der optimale Konsumpfad wird über Vererbung realisiert. Die Annahme perfekter Voraussicht der Individuen schließt zudem aus, dass von einem ex-ante optimalen Konsumpfad abgewichen wird. Das Verhalten des repräsentativen Haushalts wird in diesem Zusammenhang als zeitkonsistent bezeichnet (HARMS 2009, S. 96 f.).

¹²Es wird angenommen, dass etwas Konsum immer wünschenswert ist: $\lim_{C \rightarrow 0} u'(C) = \infty$.

¹³Im Modell wird angenommen, dass der repräsentative Haushalt seine Arbeitskraft unelastisch anbietet. Außerdem gibt es keine Abschreibungen auf das Kapital.

wobei die Variable A_t die Produktivität bezeichnet. Ferner werden positive, aber abnehmende Grenzerträge unterstellt ($F'(K) > 0$, $F''(K) < 0$) und dass keine Produktion ohne Kapital möglich ist ($F(0) = 0$). Eine zusätzlich im Inland investierte Einheit Kapital hat einen Rückgang der marginalen Kapitalproduktivität und des Autarkiezinssatzes zur Folge.¹⁴ Diese Annahmen implizieren, dass die inländischen Ersparnisse entweder den Kapitalstock erhöhen oder in Form festverzinslicher Wertpapiere ins Ausland fließen.

Die intertemporale Budgetrestriktion

Der intertemporale Handel erlaubt dem repräsentativen Haushalt durch Kreditvergabe oder Schuldenaufnahme einen Konsumpfad zu realisieren, der von seinem Einkommenspfad abweicht. Der repräsentative Haushalt unterliegt dabei der intertemporalen Budgetrestriktion. Durch Umformung und Iteration von Gleichung (7) lässt sich mit Einführung einer Transversalitätsbedingung folgender Ausdruck für die intertemporale Budgetrestriktion bei einem unendlichen Zeithorizont herleiten¹⁵

$$\sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} C_s = (1+r)B_t + \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} (Y_s - G_s - I_s). \quad (9)$$

Der repräsentative Haushalt kann einen beliebigen Konsumpfad wählen, solange der Barwert des Konsums dem Barwert des Einkommens zuzüglich der Zins- und Tilgungszahlungen auf das Nettoauslandsvermögen vermindert um Staatsausgaben und Investitionen entspricht.¹⁶

Der repräsentative Haushalt maximiert den Lebensnutzen U_t unter Berücksichtigung der intertemporalen Budgetrestriktion (9), der Produktionsfunktion (8) sowie der Kapitalakkumulation. Durch Ableiten nach B_{s+1} und K_{s+1} ergeben sich für jede Periode $s \geq t$ folgende Optimalitätsbedingungen. Die intertemporale Euler-Gleichung beschreibt das optimale Konsumverhalten des repräsentativen Haushalts. Der relative Konsum wird so gewählt, dass die intertemporale Grenzrate der Substitution (GRS) dem realen Zinssatz entspricht.

$$u'(C_s) = (1+r)\beta u'(C_{s+1}) \quad (10)$$

Eine marginale Verringerung des Konsums in Periode t infolge einer Erhöhung der Ersparnis führt zu einem Nutzenverlust. Durch Kreditvergabe ist jedoch ein höherer zukünftiger

¹⁴Der Autarkiezinssatz bezeichnet den Zinssatz, der sich in einer Volkswirtschaft ohne Verschuldung beziehungsweise Kreditvergabe ergeben würde.

¹⁵Die Transversalitätsbedingung lässt sich durch folgende Gleichung beschreiben: $\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^T B_{t+T+1} = 0$. Aus dieser Bedingung ergibt sich, dass der Absolutbetrag der Nettoauslandsverschuldung mit einer geringeren Rate wächst als der Zinssatz r . Damit ist es nicht möglich, die Auslandsverschuldung durch Aufnahme neuer Kredite zu finanzieren.

¹⁶Diese Beschränkung wird in der Literatur als intertemporale Solvenzbedingung („intertemporal solvency condition“) bezeichnet.

Konsum möglich. Die Kredite werden verzinst, sodass die Ersparnis einer Gütereinheit in Periode t zu einer Steigerung des Konsums in Periode $t + 1$ um $(1 + r)$ Gütereinheiten führt. Der subjektive Diskontfaktor β gibt an, dass zukünftiger Konsum aus gegenwärtiger Perspektive geringer zu bewerten ist als der Konsum in der laufenden Periode. Aus der intertemporalen Euler-Gleichung ergibt sich folglich, dass im Optimum die Grenzkosten der Ersparnis dem Grenznutzen der Ersparnis entsprechen (HARMS 2009, S. 53 f.).

Aus dem Optimierungsproblem ergibt sich zudem, dass die Grenzproduktivität des Kapitals in Periode $t + 1$ dem marginalen Einkommen aus ausländischen Wertpapieren entspricht.

$$A_{s+1}F'(K_{s+1}) = r \quad (11)$$

Aus Gleichung (11) lässt sich ableiten, dass sich das optimale Investitionsniveau unabhängig von den Präferenzen der Konsumenten ergibt. Um die optimale Investitionsmöglichkeit zu realisieren, kann der repräsentative Haushalt das Investitionsvolumen in Periode t erhöhen, ohne dass der Konsum in dieser Periode eingeschränkt werden muss. Der Zugang zum internationalen Kapitalmarkt ermöglicht, die Investitionen mit ausländischem Kapital zu finanzieren. Diese Verschuldung hat zwar ein Leistungsbilanzdefizit in Periode t zur Folge. Aufgrund des gestiegenen inländischen Kapitalstocks kann jedoch ein höheres Lebenseinkommen erreicht werden, aus dem wiederum der Kredit getilgt und ein höherer Konsum realisiert wird.

Das Optimierungsproblem des repräsentativen Haushalts lässt sich für einen gegebenen Zinssatz somit folgendermaßen beschreiben. Die Investitionen in den Kapitalbestand werden so bestimmt, dass der Barwert des Lebenseinkommens maximiert wird. Anschließend wählt der repräsentative Haushalt für einen gegebenen Barwert des Lebenseinkommens den optimalen Konsumpfad, der durch die intertemporale Euler-Gleichung gegeben ist.

Aggregierter Konsum

Aus den Annahmen der Nutzenfunktion lässt sich ableiten, dass der repräsentative Haushalt präferiert, seinen Konsum über die Zeit zu glätten. Entspricht der Marktdiskontfaktor dem Zeitpräferenzfaktor, gilt $\frac{1}{1+r} = \beta$ und der Grenznutzen sowie die Konsumniveaus im Optimum sind in allen Perioden gleich. Damit ist der optimale Konsumpfad flach und durch folgende Konsumfunktion gegeben¹⁷

$$C_t = rB_t + \left(\frac{r}{1+r}\right) \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} (Y_s - G_s - I_s). \quad (12)$$

Gleichung (12) macht deutlich, dass die Aufnahme und Vergabe von Krediten am inter-

¹⁷Für die Herleitung der Konsumfunktion wird folgender Zusammenhang verwendet

$$\sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^{s-t} = \frac{1+r}{r} \text{ für } \left|\frac{1}{1+r}\right| < 1.$$

nationalen Kapitalmarkt dem repräsentativen Haushalt erlaubt, einen konstanten Konsumpfad beizubehalten, auch wenn das Einkommen Schwankungen unterworfen ist. Die Höhe des konstanten Konsumniveaus hängt vom anfänglichen Nettoauslandsvermögen sowie dem Barwert des Lebenseinkommens abzüglich der Staatsausgaben und Investitionen ab. Aus der Konsumfunktion lässt sich ableiten, welchen Einfluss ein temporärer Einkommensschock auf den Konsum des repräsentativen Haushalts und die Leistungsbilanz hat (HARMS 2009, S. 101 f.). Es wird angenommen, dass das Nettoauslandsvermögen zu Beginn der Periode t gleich Null ist und der repräsentative Haushalt bis Periode t ein konstantes Einkommen erhält. In Periode t erfährt der repräsentative Haushalt eine nicht-antizipierte Verringerung des Einkommens, wobei die Einkommensverminderung im Zeitablauf verschwindet. Dies führt zu einer Verminderung im Konsum, die jedoch aufgrund des Konsumglättungsmotivs geringer ist als der Einkommensrückgang. Der repräsentative Haushalt kann die Verminderung des Einkommens durch Kreditaufnahme ausgleichen, was zu einem Leistungsbilanzdefizit führt. Je persistenter der Einkommensschock ist, desto stärker fällt der Konsumrückgang aus und desto geringer ist das Leistungsbilanzdefizit in den Perioden nach dem Einkommensschock.

Zwar zeigt sich, dass das Standardmodell der intertemporalen Leistungsbilanz geeignet ist, um Leistungsbilanzsalden von EU-Beitrittsländern zu analysieren, da sich diese Länder im Aufholprozess befinden und eine hohe Investitionsnachfrage besteht, was die beobachteten Leistungsbilanzdefizite theoretisch rechtfertigen würde (BUSSIÈRE *et al.* 2004, S. 7). Aus der empirischen Literatur der vergangenen Jahre lassen sich allerdings einige Leistungsbilanzdeterminanten ableiten, die das Standardmodell nicht erklären kann. Viele Studien bestätigen etwa einen Zusammenhang zwischen staatlichen Budgetdefiziten und der Leistungsbilanzentwicklung. Im Modell des repräsentativen Haushalts gilt jedoch ricardianische Äquivalenz. Eine Veränderung der Staatsausgaben wird in vollem Umfang durch das Sparverhalten der privaten Haushalte kompensiert und hat folglich keinen Einfluss auf die Leistungsbilanzposition einer Volkswirtschaft. Darüber hinaus belegen einige Studien, dass die Leistungsbilanz eines Landes durch ihren verzögerten Wert beeinflusst wird. Gerade für den Euroraum zeigt sich, dass die Leistungsbilanzungleichgewichte seit Beginn der EWU sehr persistent sind, ohne dass das Standardmodell ein formales Argument für diese Entwicklung liefert. Ferner weisen empirische Studien darauf hin, dass demografische Veränderungen eine wichtige Determinante für die Leistungsbilanz darstellen. Da das Sparverhalten davon abhängt, in welcher Lebensphase sich ein Individuum befindet, lässt sich leicht nachvollziehen, dass das Altersprofil einer Volkswirtschaft deren gesamtwirtschaftliche Ersparnisse und Investitionen beeinflusst. Das Modell des repräsentativen Haushalts basiert jedoch auf der Annahme einer homogenen Bevölkerung, die konstant und auf Eins normiert ist. Zudem nimmt das Modell eine extreme Form des intergene-

rativen Altruismus an, weshalb die Konsum- und Sparpläne der einzelnen Generationen nur bedingt untersucht werden können (HARMS 2009, S.118). Modelle mit überlappenden Generationen (OLG-Modelle) stellen hingegen einen formalen Ansatz dar, der es erlaubt, die demografische Struktur einer Volkswirtschaft zu modellieren. Darüber hinaus kann der Einfluss staatlicher Budgetdefizite auf die Leistungsbilanz einer Volkswirtschaft analysiert werden, da OLG-Modelle eine intergenerative Umverteilung berücksichtigen. Zwar unterscheiden sich die Determinanten der privaten Ersparnisbildung von Modellen mit repräsentativen Haushalten (OBSTFELD und ROGOFF 1999, S. 133 ff.). Die grundlegende Überlegung, dass sich das Volumen und die Richtung internationaler Kapitalströme aus dem gesamtwirtschaftlichen Spar- und Investitionsniveau ergeben, die wiederum auf die intertemporale Entscheidung rationaler Akteure zurückzuführen sind, bleibt jedoch erhalten (HARMS 2009, S. 113). Verglichen mit dem traditionellen keynesianischen Modell zeigt sich jedoch, dass der intertemporale Ansatz der Leistungsbilanzanalyse sowohl die preisliche Wettbewerbsfähigkeit als auch die relative Nachfrage bei der Betrachtung der Leistungsbilanzentwicklung kaum beachtet (CA' ZORZI und RUBASZEK 2008, S. 6).

Aus diesen Überlegungen folgt, dass die Implikationen des theoretischen Modells der intertemporalen Leistungsbilanzanalyse von den zugrunde liegenden Annahmen abhängen. Bisher gibt es allerdings keinen wissenschaftlichen Konsens hinsichtlich der richtigen Modellspezifikation (BARNES *et al.* 2010, S. 10). Wie der nachfolgende Literaturüberblick zeigt, wurde das Standardmodell neben den oben diskutierten Bestimmungsfaktoren um weitere Aspekte ergänzt. Es ist allerdings kein theoretisches Modell in der Lage, alle empirischen Zusammenhänge, welche die Spar- und Investitionsentscheidungen und folglich die Leistungsbilanz beeinflussen, zu erfassen (CHINN und PRASAD 2003, S. 49; BARNES *et al.* 2010, S. 10).

4.2 Literaturüberblick

Betrachtet man die globale Entwicklung der Leistungsbilanzungleichgewichte in den vergangenen Jahren, so stehen neben den Divergenzen innerhalb des Euroraums insbesondere das große Leistungsbilanzdefizit in den USA sowie die Überschüsse in den asiatischen Volkswirtschaften im Mittelpunkt des politischen und wissenschaftlichen Interesses. Bereits seit Anfang der 1980er Jahre ist die amerikanische Leistungsbilanz negativ. Infolge anhaltender Defizite stiegen die Auslandsschulden kontinuierlich an, sodass die USA Mitte der 1980er Jahre von einer Nettogläubigernation zu einer Nettoschuldernation wurde. Spiegelbildlich entwickelte sich die Leistungsbilanzposition in Asien und den ölexportierenden Ländern. Während die aufstrebenden asiatischen Volkswirtschaften bis 1995 noch ein Leistungsbilanzdefizit aufwiesen, verbesserte sich deren Leistungsbilanz bis zum Beginn der Wirtschafts- und Finanzkrise kontinuierlich in einen Überschuss. Insbe-

sondere China mit einem Leistungsbilanzüberschuss von rund 10 Prozent des BIP 2008 sowie die ölexportierenden Länder sind für diesen Anstieg verantwortlich. Aufgrund der globalen Leistungsbilanzungleichgewichte in den vergangenen Jahren befassten sich einige empirische Untersuchungen mit den mittel- und langfristigen Determinanten der Leistungsbilanz. Im Folgenden werden zunächst empirische Studien vorgestellt, die sich mit globalen Ungleichgewichten sowie den großen US-Leistungsbilanzdefiziten und Leistungsbilanzüberschüssen der aufstrebenden asiatischen Volkswirtschaften beschäftigen. Daran anschließend werden die Ergebnisse von Studien dargelegt, welche die Determinanten der Leistungsbilanzdivergenzen im Euroraum untersuchen.

Eine der meistzitierten empirischen Studien zur Analyse der Leistungsbilanz stammt von CHINN und PRASAD (2003). Der empirische Ansatz basiert auf den Arbeiten von DEBELLE und FARUQEE (1996) sowie CALDERON *et al.* (2002) und bildet die methodische Grundlage vieler ökonomischer Untersuchungen von Leistungsbilanzdeterminanten. In Anlehnung an das intertemporale Modell wird die Entwicklung der Leistungsbilanz aus der Perspektive langfristiger Spar- und Investitionsentscheidungen betrachtet. Folglich fokussiert sich die empirische Analyse eher auf mittelfristige Determinanten des gesamtwirtschaftlichen Sparens und der Investitionen als auf Faktoren, welche die kurzfristige Dynamik der Leistungsbilanz beeinflussen. Die Autoren verwenden ein Sample aus 18 industrialisierten Ländern und 71 Entwicklungsländern für den Zeitraum von 1971 bis 1995 und eine große Auswahl makroökonomischer Determinanten der Leistungsbilanz. Den Ergebnissen zufolge hängen sowohl das Nettoauslandsvermögen als auch das Staatsbudget positiv mit der Leistungsbilanzposition eines Landes zusammen. Für Entwicklungsländer zeigt sich zudem, dass neben Indikatoren für die Finanzmarktentwicklung (Geldmenge M2 in Prozent des BIP) auch die Volatilität der Terms of Trade sowie der Offenheitsgrad einer Volkswirtschaft zur Erklärung der Leistungsbilanz beitragen. CHINN und PRASAD (2003) weisen jedoch darauf hin, dass sie nur begrenzte Evidenz für die Hypothese gefunden haben, wonach sich die Leistungsbilanzposition auf unterschiedliche Entwicklungsstadien einer Volkswirtschaft zurückführen lässt. Andere Variablen, wie etwa Kapitalkontrollen und das BIP-Wachstum scheinen keinen systematischen Einfluss auf die Leistungsbilanzposition zu haben.

Betrachtet man die Entwicklungen der externen Ungleichgewichte in den USA sowie der aufstrebenden asiatischen Volkswirtschaften, so scheinen diese der üblichen Auffassung zu widersprechen, wonach Entwicklungsländer aufgrund einer höheren Grenzproduktivität des Kapitals sowie eines schnelleren Einkommenswachstums Nettokapitalzuflüsse von industrialisierten Ländern erhalten (GRUBER und KAMIN 2007, S. 501). Es gibt allerdings keine übereinstimmende Erklärung für die internationalen Kapitalströme. Einerseits wird der Hauptgrund für den Anstieg der Leistungsbilanzungleichgewichte in

den USA im Rückgang des gesamtwirtschaftlichen Sparens gesehen. Dabei wird insbesondere mit einer expansiven Fiskalpolitik seit 2002 argumentiert, was die Hypothese von Zwillingsdefiziten stützt. Auf der anderen Seite führt BERNANKE (2005) die so genannte „global savings glut“ als Erklärung für die Ungleichgewichte an. Dabei werden die überschüssigen Ersparnisse der aufstrebenden asiatischen Volkswirtschaften infolge der Finanzkrise in den 1990er Jahren als Grund für das US-Leistungsbilanzdefizit angesehen. CHINN und ITO (2007) untersuchen die mittelfristigen Determinanten der Leistungsbilanz im Hinblick auf die mögliche Relevanz der „global savings glut“ für die Erklärung der großen US-Leistungsbilanzdefizite. Die empirische Analyse aktualisiert und erweitert die Arbeit von CHINN und PRASAD (2003). Darüber hinaus wird der Effekt von institutionellen Faktoren, wie etwa der finanzwirtschaftliche Offenheitsgrad und die Entwicklung des Rechtssystems eines Landes auf dessen Leistungsbilanz in die Analyse einbezogen. Die Untersuchung bestätigt die Ergebnisse von CHINN und PRASAD (2003), wonach das staatliche Budgetdefizit in industrialisierten Ländern eine wichtige Determinante der Leistungsbilanzposition ist. Es zeigt sich, dass dieses Resultat auch unter Berücksichtigung von institutionellen Faktoren robust ist. Zudem scheint auch die institutionelle Entwicklung selbst eine wichtige Rolle zu spielen, wobei dies hauptsächlich für Länder mit höheren Einkommen zutrifft. Die Ergebnisse von CHINN und ITO (2007) sind allerdings nicht konsistent mit der Argumentation, dass sich die Ersparnisse in Ländern verringern, je entwickelter deren Finanzmärkte sind. Der Zusammenhang gilt ausschließlich für Länder mit einem hoch entwickelten Rechtssystem und offenen Finanzmärkten. Für die meisten der weniger entwickelten Länder sowie die Gruppe der Schwellenländer gilt hingegen eher, dass entwickelte Finanzmärkte zu höheren Ersparnissen führen.

Es zeigt sich jedoch, dass weder ein Modell, welches auf den makroökonomischen Variablen von CHINN und PRASAD (2003) basiert, noch ein um institutionelle Variablen erweitertes Modell die Leistungsbilanzungleichgewichte in den USA und den asiatischen Volkswirtschaften richtig prognostizieren kann. Das theoretische Rahmenwerk erlaubt jedoch, den Einfluss der Leistungsbilanzdeterminanten für das inländische Sparen und die Investitionen getrennt zu analysieren. CHINN und ITO (2007) finden allerdings keine Hinweise auf übermäßige inländische Ersparnisse der aufstrebenden asiatischen Volkswirtschaften, was der „global savings glut“ Argumentation widerspricht. Die Leistungsbilanzüberschüsse scheinen eher infolge geringer Investitionstätigkeiten nach der Finanzkrise entstanden zu sein. Für die USA liefert die Analyse hingegen Hinweise, dass die Verschlechterung der Leistungsbilanz nicht mit steigenden Investitionen sondern vielmehr mit zu geringen Ersparnissen zu begründen ist. CHINN und ITO (2007) führen die unerklärte Komponente des US-Leistungsbilanzdefizits folglich nicht auf Kapitalströme aus asiatischen Ländern zurück, die sich mit überschüssigen Ersparnissen erklären lassen. Vielmehr scheint die Leistungsbilanz seit den 1990er Jahren mit den Entwicklungen auf

dem Aktienmarkt zusammenzuhängen. Infolgedessen weisen die Autoren darauf hin, dass das US-Leistungsbilanzdefizit der vergangenen Jahre bis zur Jahrtausendwende zumindest teilweise auf die steigenden Aktienkurse zurückzuführen sei.

Auch die Studie von GRUBER und KAMIN (2007) beschäftigt sich mit verschiedenen Aspekten der „global savings glut“ und versucht, neben den globalen Leistungsbilanzungleichgewichten insbesondere das Leistungsbilanzdefizit in den USA sowie die Überschüsse in den asiatischen Ländern zu erklären. Basierend auf dem empirischen Ansatz von CHINN und PRASAD (2003) werden in einem ökonometrischen Panelmodell die Leistungsbilanzsalden für ein Sample aus 61 Ländern für den Zeitraum von 1982 bis 2003 geschätzt. In Übereinstimmung mit den Ergebnissen von CHINN und ITO (2007) zeigt sich, dass die in der Literatur gebräuchlichen Standardvariablen, wie etwa das Pro-Kopf-Einkommen, das Wirtschaftswachstum, das staatliche Budgetdefizit, die Nettoauslandsvermögensposition, der Offenheitsgrad sowie demografische Variablen, weder das Defizit der USA noch die Leistungsbilanzüberschüsse im asiatischen Wirtschaftsraum von 1997 bis 2003 vollständig erklären können. Die Entwicklung des asiatischen Leistungsbilanzüberschusses lässt sich jedoch unter Beachtung der Finanzkrise in den 1990er Jahren in einer erweiterten Spezifikation des Modells interpretieren. Einerseits führte die Finanzkrise in Asien zu einem Rückgang der inländischen Ausgaben, insbesondere der Investitionen. Darüber hinaus gab es Wechselkursanpassungen, um die Wettbewerbsfähigkeit zu erhalten, was wiederum die Leistungsbilanzposition gestärkt hat. Wenngleich das erweiterte Modell den Leistungsbilanzüberschuss der asiatischen Volkswirtschaften sowie den damit einhergehenden Kapitalabfluss erklären kann, so bleibt unklar, warum diese Ersparnisüberschüsse in die USA geleitet wurden. Analog zu CHINN und ITO (2007) weisen GRUBER und KAMIN (2007) auf ein günstiges institutionelles Umfeld als eine mögliche Erklärung der Attraktivität für ausländische Investoren hin, wobei auch ein Modell, das diese Faktoren berücksichtigt, das US-Leistungsbilanzdefizit nicht korrekt prognostizieren kann.

Mit Beginn der Wirtschafts- und Finanzkrise hat sich die persistente Ausweitung der globalen Leistungsbilanzungleichgewichte der vergangenen Jahre vermindert. Sofern es sich dabei um temporäre Faktoren handelt, die diese Veränderungen hervorgerufen haben, werden die Ungleichgewichte mittelfristig wieder zunehmen. Wenn der Rückgang hingegen strukturelle Veränderungen widerspiegelt, so kann man auch mittelfristig eine persistente Verringerung der globalen Ungleichgewichte erwarten. Die Studie von CHEUNG *et al.* (2010) untersucht für ein Panel aus 94 Ländern von 1973 bis 2008, inwiefern strukturelle und zyklische Faktoren die Leistungsbilanzentwicklungen erklären können. Es zeigt sich, dass die mittelfristige Entwicklung der globalen externen Ungleichgewichte größtenteils auf strukturelle Faktoren, wie etwa demografische Variablen, das staatliche Budgetdefizit sowie das wirtschaftliche Entwicklungsstadium eines Landes zurückzuführen ist. In Übereinstimmung mit GRUBER und KAMIN (2007) weisen CHEUNG *et al.* (2010) au-

ßerdem einen signifikanten negativen Zusammenhang zwischen dem institutionellen Umfeld beziehungsweise der Finanzmarktentwicklung (Kredite an den Privatsektor in Prozent des BIP) und der Leistungsbilanz nach. Die Ergebnisse stützen die Hypothese, dass die Ausweitung der Leistungsbilanzungleichgewichte in den vergangenen Jahren vor der Wirtschafts- und Finanzkrise teilweise auf den Kapitalfluss von Entwicklungsländern mit Ersparnisüberschüssen und unterentwickelten Finanzmärkten hin zu Volkswirtschaften mit vermeintlich effizienteren Institutionen und Finanzsystemen zurückzuführen ist. Die Resultate zeigen ferner, dass sich der Abbau der globalen Ungleichgewichte seit der Finanzkrise mit zyklischen Dynamiken, wie etwa Änderungen im Wirtschaftswachstum, der Ölpreise und der Wechselkurse begründen lässt. Zugleich weisen CHEUNG *et al.* (2010) jedoch darauf hin, dass sich diese Entwicklung während der wirtschaftlichen Erholungsphase wieder umkehren könnte.

Vergleicht man die globalen Leistungsbilanzdivergenzen mit jenen der Euroraum-Mitgliedsländer, so wird deutlich, dass mit dem EWU-Prozess zeitlich eine massive Vergrößerung der Ungleichgewichte innerhalb der Eurozone einhergeht. Vor Beginn der EWU gab es Bedenken, dass länderspezifische Schocks aufgrund fehlender Anpassungsmechanismen infolge einer gemeinsamen Währung zu großen und persistenten Leistungsbilanzungleichgewichten zwischen den Mitgliedsstaaten führen und somit die Funktionsweise der Währungsunion schwächen (FELDSTEIN 1997).

DECRESSIN und STAVREV (2010) untersuchen die Leistungsbilanzdivergenzen von 11 EWU-Ländern und vergleichen ihre Ergebnisse mit einem Sample aus 13 anderen entwickelten Volkswirtschaften mit flexiblen Wechselkursen. Es zeigt sich, dass die Divergenzen zwischen den Euro-Ländern seit den frühen 1990er Jahren zwar stetig zugenommen haben, verglichen mit anderen industrialisierten Volkswirtschaften jedoch sowohl vor als auch nach Einführung der Währungsunion geringer waren. Die Streuung realer effektiver Wechselkursänderungen hingegen ging im Euroraum zurück. Außerdem ist die Größe von länderspezifischen Leistungsbilanzschocks innerhalb der EWU gesunken, was mit einer zunehmenden wirtschaftlichen Integration einhergeht. Die Persistenz der Leistungsbilanzschocks ist jedoch im Vergleich mit anderen industrialisierten Ländern größer. Diese Änderungen entstanden weitgehend vor Beginn der Währungsunion und erweisen sich auch unter Einbeziehung von Wechselkursdynamiken als robust. DECRESSIN und STAVREV (2010) weisen darauf hin, dass die Analyse der Leistungsbilanz- und Wechselkursentwicklung innerhalb der Währungsunion vor 1992 und nach 1999 sowie der Vergleich mit anderen industrialisierten Ländern zeigt, dass es keine direkte Beziehung zwischen Leistungsbilanzdivergenzen beziehungsweise der Leistungsbilanzdynamik und Wechselkursrigiditäten gibt. Vielmehr können Leistungsbilanzdivergenzen innerhalb der EWU durch einige Faktoren erklärt werden, die als so genannte „fundamentale“ Variablen bezeichnet werden. Neben einem höheren realen BIP-Wachstum führen sowohl ein höheres Bevölkerungswachstum

wie auch ein steigender Anteil der wirtschaftlich abhängigen Bevölkerungsgruppen zu einer Verschlechterung der Leistungsbilanzposition. Ein höheres Pro-Kopf-Einkommen oder eine geringere Defizitquote haben ebenso wie ein höheres Nettoauslandsvermögen hingegen eine Verbesserung der Leistungsbilanz zur Folge. DEGRESSIN und STAVREV (2010) kommen zu dem Ergebnis, dass die Differenzen zwischen den auf Basis der Fundamentalvariablen geschätzten Leistungsbilanzsalden sowie den tatsächlichen Leistungsbilanzpositionen der Euro-Länder im historischen Vergleich nicht ungewöhnlich hoch sind. Zudem zeigt sich, dass die Ausweitung der Leistungsbilanzdivergenzen seit Ende der 1990er Jahre auf die Entwicklung der Fundamentalvariablen zurückzuführen ist.

BARNES *et al.* (2010) untersuchen in einer methodisch vergleichbaren Studie mit Hilfe eines Panelmodells die Determinanten der Leistungsbilanzungleichgewichte im Euroraum seit den frühen 1990er Jahren. In Übereinstimmung mit den Ergebnissen von DEGRESSIN und STAVREV (2010) können folgende Fundamentalvariablen einen substantiellen Teil der Leistungsbilanzungleichgewichte im Euroraum erklären. Neben verschiedenen demografischen Variablen und dem relativen Pro-Kopf-Einkommen haben auch das Nettoauslandsvermögen und das staatliche Budgetdefizit Einfluss auf die Leistungsbilanzposition. Darüber hinaus macht die Studie von BARNES *et al.* (2010) deutlich, dass der Realzins, der Offenheitsgrad und strukturelle Rigiditäten sowie in Leistungsbilanzdefizitländern auch der Anteil der Immobilieninvestitionen eine wichtige Rolle spielen. Im Gegensatz zu den Ergebnissen von DEGRESSIN und STAVREV (2010) zeigt sich zudem, dass die unerklärte Komponente der Leistungsbilanzsalden innerhalb des Euroraums seit Beginn der Währungsunion beträchtlich größer ist als noch in früheren Perioden. Zwischen 2004 und 2008 haben sowohl der Leistungsbilanzüberschuss in Deutschland, als auch die Defizite in Griechenland und Spanien eine größere unerklärte Komponente als in anderen Euroraum-Ländern. Dies deutet darauf hin, dass Fundamentalfaktoren zwar das Vorzeichen der Ungleichgewichte richtig erklären, die Größe jedoch systematisch unterschätzen. Eine mögliche Erklärung dafür könnte laut BARNES *et al.* (2010) die stärker ausgeprägte Finanzmarktintegration sein.

Wie Abbildung 2 zu entnehmen ist, verzeichneten innerhalb der EWU insbesondere die südeuropäischen Mitgliedsländer seit Mitte der 1990er Jahre eine erhebliche Verschlechterung ihrer Leistungsbilanzposition. Neben den zugrunde liegenden Ursachen stellt sich vor allem die Frage, ob die Leistungsbilanzdefizite in den südlichen Euroraum-Ländern die durch Fundamentalvariablen definierten Normen überschreiten und inwiefern der EWU-Prozess zu dieser Entwicklung beigetragen hat. JAUMOTTE und SODSRIWIBOON (2010) führen die Leistungsbilanzdefizite auf einen starken Rückgang der privaten Sparquote bei einem eher moderaten Anstieg der Investitionsquote zurück. Die EWU sowie die Einführung des Euro haben diese Entwicklung insofern begünstigt, als dass die finanzwirtschaftliche Integration es den südeuropäischen Ländern ermöglicht hat, ihre Inves-

titionsniveaus über den inländischen Ersparnissen zu halten. Auch die Leistungsbilanzposition der Defizitländer lässt sich auf einige Standarddeterminanten zurückführen, die weitgehend mit Ergebnissen der anderen Studien übereinstimmen. JAUMOTTE und SODSRIWIBOON (2010) weisen jedoch darauf hin, dass die fundamentalen Determinanten das Ausmaß der Defizite in den südeuropäischen Ländern nicht erklären können und diese die vorgegebene langfristige Norm 2008 erheblich überschreiten. Darüber hinaus zeigt sich, dass die Leistungsbilanzdefizite trotz der Anpassungen infolge der globalen Finanzkrise mittelfristig aufgrund geringer Produktivität und einer schwachen Wettbewerbsfähigkeit in den südeuropäischen Ländern konstant auf einem hohen Niveau bleiben, wobei dieser Befund zwischen den einzelnen Ländern variiert.

Innerhalb der südeuropäischen Länder haben sich die Leistungsbilanzdefizite neben Spanien und Irland vor allem in Griechenland massiv vergrößert. BRISSIMIS *et al.* (2010) analysieren die Determinanten der Leistungsbilanz in Griechenland von 1960 bis 2007. Die kontinuierliche Verschlechterung der Leistungsbilanzposition seit 1999 führen die Autoren hauptsächlich auf den signifikanten Rückgang der privaten Sparquote zurück. Die empirische Analyse untersucht die Leistungsbilanz aus einer langfristigen Gleichgewichtsperspektive. Zunächst wird versucht, eine stabile Kointegrationsbeziehung zwischen der Leistungsbilanz und fundamentalen Determinanten des gesamtwirtschaftlichen Sparens nachzuweisen. Auf Basis der Kointegrationsbeziehung werden dann neben einem linearen Fehlerkorrekturmodell auch zwei nichtlineare Modelle (RS-R und TA-R Modell) geschätzt, um die kurzfristige Dynamik der Leistungsbilanz zu analysieren. Es zeigt sich, dass die Leistungsbilanz mittelfristig durch das relative Pro-Kopf-Einkommen, den realen effektiven Wechselkurs, die Kredite an den Privatsektor sowie das staatliche Budgetdefizit und die privaten Investitionen determiniert wird. Demografische Faktoren scheinen hingegen keine wichtige Rolle zu spielen. Aus der Kointegrationsanalyse leiten die Autoren ab, dass die erhebliche Ausweitung der Kredite infolge der Finanzmarktliberalisierung in den 1990er Jahren und dem Integrationsprozess mit der Einführung des Euro für den Rückgang der privaten Sparquote verantwortlich ist, was wiederum zu höheren Leistungsbilanzdefiziten geführt hat. Daraus wird geschlussfolgert, dass der Rückgang der Kreditausweitung infolge höherer Standards bei der Kreditvergabe sowie stärkerer Bankenüberwachung eine weitere Verschlechterung der Leistungsbilanz zu verhindern hilft.

Tabelle 3 fasst die wichtigsten Ergebnisse der vorgestellten Studien zusammen. Der Überblick beschränkt sich auf die Ergebnisse der Variablen, die auch im empirischen Modell verwendet werden.

Tabelle 3: Determinanten der Leistungsbilanz, Übersicht ausgewählter Studien

	Barnes et al. (2010)	Brissimis et al. (2010)	Cheung & et al. (2010)	Chinn & Prasad (2003)	Decressin & Stavrev (2009)	Gruber & Kamin (2007)	Jaumotte & Sodsriwiboon (2010)
$\frac{S_G - I_G}{Y}$	+	+	+	+	+	+	+
$\frac{I_P}{Y}$	-	-					
GDP_{pc}	+	+	+	+	+	+	+
$REER_{ulc}$		-					
RIR	+						
$DepRatio$	-		-		-	-	-
Länder	25 OECD- Länder	Griechenland	30 OECD- Länder	89 Länder	11 EWU- Länder	59 Länder	49 Länder
Sample	1969-2008	1960-2007	1994-2008	1971-1995	1970-2007	1982-2003	1973-2008

Anmerkung: Es werden Ergebnisse angezeigt, die mindestens auf dem 10%-Niveau signifikant sind. +/- geben einen positiven/negativen Zusammenhang zwischen der jeweiligen Variable und der Leistungsbilanz an.

5 Empirische Analyse

5.1 Makroökonomische Determinanten der Leistungsbilanz

Auf Basis des intertemporalen Modells werden für die betrachteten Länder nachfolgend Leistungsbilanzdeterminanten empirisch untersucht. Da die Literatur zur Modellierung von Leistungsbilanzen sehr umfangreich ist und über unterschiedliche Spezifikationen verfügt, konzentriert sich die Analyse auf ausgewählte Standardvariablen, die üblicherweise in Leistungsbilanzregressionen verwendet werden (siehe Tabelle 3).

Das empirische Modell

Aus der Nationaleinkommensidentität lässt sich ableiten, dass der Leistungsbilanzsaldo der Differenz zwischen inländischem Sparen und inländischen Investitionen entspricht. Aus Gründen der Vergleichbarkeit der einzelnen Länder werden alle Variablen normiert und als Anteil am Bruttoinlandsprodukt dargestellt. Berücksichtigt man, dass sowohl der Privatsektor als auch der Staat sparen und investieren können, so ergibt sich folgender Zusammenhang

$$\frac{CA}{Y} = \left(\frac{S_G - I_G}{Y} \right) + \left(\frac{S_P - I_P}{Y} \right). \quad (13)$$

Die Ersparnisse des Privatsektors ($\frac{S_P}{Y}$) werden als Funktion verschiedener makroökonomi-

scher Variablen spezifiziert. Diese Gleichung beinhaltet neben dem staatlichen Budgetdefizit ($\frac{S_G - I_G}{Y}$) und den privaten Investitionen ($\frac{I_P}{Y}$) auch das relative Pro-Kopf-Einkommen ($GDPpc$) sowie den realen effektiven Wechselkurs ($REERulc$). Außerdem werden mit dem langfristigen Realzins (RIR) und dem Abhängigkeitsquotienten ($DepRatio$) auch finanzwirtschaftliche und demografische Faktoren einbezogen.

Daraus ergibt sich folgende Verhaltensgleichung für das private Sparen

$$\frac{S_P}{Y} = f \left(\frac{S_G - I_G}{Y}, \frac{I_P}{Y}, GDPpc, REERulc, RIR, DepRatio \right). \quad (14)$$

Determinanten des Sparens im Privatsektor

Staatliches Budgetdefizit

Der fiskalpolitische Einfluss auf die privaten Ersparnisse und die Leistungsbilanzposition eines Landes hängt davon ab, inwiefern die privaten Haushalte einem keynesianischen oder ricardianischen Verhaltensmuster folgen. Die traditionelle keynesianische Theorie nimmt an, dass ein höheres Budgetdefizit beziehungsweise ein niedrigerer Überschuss infolge staatlicher Steuersenkungen oder schuldenfinanzierter Staatsausgabenerhöhungen das disponible Einkommen der privaten Haushalte steigert. Dies hat ein höheres gesamtwirtschaftliches Konsumniveau zur Folge, was zu einem Rückgang der privaten Ersparnisse und einem größeren Leistungsbilanzdefizit beziehungsweise zu einem niedrigeren Überschuss führt. Im keynesianischen Modell unterstützt die ökonomische Reaktion des Sparverhaltens privater Haushalte die Hypothese so genannter Zwillingsdefizite („twin deficits“), wonach größere staatliche Budgetdefizite gewöhnlich mit größeren Leistungsbilanzdefiziten einhergehen (BRISSIMIS *et al.* 2010, S. 12).

Das ricardianische Äquivalenztheorem hingegen nimmt an, dass die privaten Haushalte infolge einer gegenwärtigen steuer- oder schuldenfinanzierten Erhöhung der Staatsausgaben von einer höheren zukünftigen Steuerbelastung ausgehen. In Erwartung eines geringeren zukünftigen disponiblen Einkommens werden die privaten Haushalte folglich ihre gegenwärtige Konsumnachfrage verringern und vorsorglich Ersparnisse bilden, um den langfristigen Konsum zu glätten. Im Extremfall, so der Standardansatz der intertemporalen Maximierung, wird ein Anstieg der staatlichen Verschuldung in vollem Umfang durch eine Anpassung der privaten Ersparnisbildung kompensiert. Die Hypothese der Zwillingsdefizite gilt somit nicht zwingend, wenn den privaten Haushalten ein ricardianisches Verhalten unterstellt wird. Das ricardianische Äquivalenztheorem basiert allerdings auf der Annahme, dass ein festgelegter Pfad der zukünftigen Staatsausgaben existiert, der

zudem allen privaten Haushalten bekannt ist. Darüber hinaus werden in der Literatur einige Argumente angeführt, wie etwa begrenzte Zeithorizonte der Haushalte, Heterogenität der Bevölkerung sowie Liquiditätsrestriktionen, die von einer unvollständigen Absorption der Staatsdefizite durch die private Ersparnisbildung ausgehen. Dies wiederum hätte ein geringeres Leistungsbilanzdefizit beziehungsweise einen höheren Überschuss zur Folge. Sofern private Haushalte ihr Sparverhalten also nicht stärker anpassen als die Änderung des staatlichen Budgetdefizits führt eine expansive Fiskalpolitik zu einer höheren gesamtwirtschaftlichen Konsumnachfrage und einer Verschlechterung der Leistungsbilanz.

Investitionen des Privatsektors

Um die Ersparnisbildung zu erklären, werden die privaten Investitionen in das empirische Modell aufgenommen. FELDSTEIN und HORIOKA (1980) zeigen, dass zwischen nationalen Spar- und Investitionsquoten in entwickelten Ländern eine hohe Korrelation besteht. Ihrer Argumentation zufolge führt eine Steigerung der nationalen Ersparnisse zu einer höheren Kapitalakkumulation im Inland, da die grenzüberschreitende Kapitalmobilität selbst unter industrialisierten Ländern eher gering ist. OBSTFELD und ROGOFF (1999) bestätigen in einem aktualisierten Datensatz für industrialisierte Länder zwar ebenfalls einen signifikant positiven Zusammenhang. Allerdings weisen sie darauf hin, dass die Ergebnisse kritisch beurteilt werden müssen. Die Ersparnisse und Investitionen in einer Volkswirtschaft können sich etwa parallel entwickeln, weil Faktoren, die zu einer hohen Sparquote führen, wie etwa ein hohes Wirtschaftswachstum, auch eine hohe Investitionsquote bewirken (KRUGMAN und OBSTFELD 2009, S. 800 f.). Ferner zeigt sich für einige Länder, dass fiskal- und geldpolitische Anpassungsmaßnahmen zur Vermeidung hoher Leistungsbilanzungleichgewichte eine starke Korrelation zwischen nationalem Sparen und Investitionen erklären können. In der jüngeren Vergangenheit nimmt die Korrelation zwar ab, ist jedoch immer noch deutlich positiv und signifikant. Neben einem eingeschränkten Zugang zu internationalen Kapitalmärkten lässt sich der Zusammenhang zwischen inländischer Spar- und Investitionsquote auch mit einer Gewichtsverzerrung der Investitionen zugunsten des jeweiligen Heimatstandortes begründen (DEUTSCHE BUNDESBANK 2006, S. 24). Dieser Effekt wird in der Literatur als „home bias“ bezeichnet.

Darüber hinaus wirken sich Änderungen der privaten Investitionsquote direkt auf die Leistungsbilanzposition einer Volkswirtschaft aus. Steigt eine Nachfragevariable, wie etwa die privaten Investitionen, führt dies automatisch zu einer höheren gesamtwirtschaftlichen Nachfrage. Infolge steigender Importe verschlechtert sich die Außenhandelsbilanz und damit auch die Leistungsbilanzposition einer Volkswirtschaft (CA' ZORZI *et al.* 2009, S. 22). Folglich wird ein negativer Zusammenhang zwischen den privaten Investitionen und der Leistungsbilanz erwartet.

Relatives Einkommen

Das relative Einkommensniveau verbindet die intertemporale Analyse der Leistungsbilanz mit der neoklassischen Konvergenzhypothese und stellt einen wichtigen Bestimmungsfaktor für die private Ersparnisbildung und die Entwicklung der Leistungsbilanz dar. Der Entwicklungsstand einer Volkswirtschaft lässt sich durch das nationale Pro-Kopf-Einkommen im Verhältnis zum Pro-Kopf-Einkommen eines Referenzlandes beschreiben. Die Konvergenzhypothese geht davon aus, dass das optimale Konsumniveau einer kleinen offenen Volkswirtschaft in einem frühen Entwicklungsstadium relativ zum gegenwärtigen Einkommen sehr hoch ist. Unterstellt man langfristige Konsumglättung, sinken die Ersparnisse der privaten Haushalte in Erwartung höherer zukünftiger Einkommen und die Kreditaufnahme im Ausland steigt. Darüber hinaus weisen Länder in einem frühen wirtschaftlichen Entwicklungsstadium eine vergleichsweise hohe Kapitalproduktivität auf, was zu einer steigenden Investitionstätigkeit und Leistungsbilanzdefiziten führt. Sobald sich die Volkswirtschaft im Aufholprozess befindet und mit einem steigenden relativen Pro-Kopf-Einkommen einen höheren Entwicklungsstand erreicht, geht die Kreditnachfrage zurück und die Leistungsbilanzposition verbessert sich. Nach diesem theoretischen Ansatz lässt sich erwarten, dass das relative Pro-Kopf-Einkommen positiv mit den privaten Ersparnissen und der Leistungsbilanz zusammenhängt.

Realer effektiver Wechselkurs

Die neoklassische Theorie behauptet, dass neben der Einkommensentwicklung auch eine Veränderung des realen effektiven Wechselkurses für die Vermögensposition einer Volkswirtschaft von Bedeutung ist. Eine dauerhafte reale Aufwertung steigert sowohl die Kaufkraft des gegenwärtigen und zukünftigen Einkommens hinsichtlich der Importgüter, als auch den Vermögenswert der inländischen Akteure. Neben einem höheren gesamtwirtschaftlichen Konsumniveau führt dieser Effekt zu einem Anstieg der Nachfrage nach Importgütern sowie einer Verringerung der Sparneigung. Man kann also erwarten, dass eine reale Aufwertung zu einem Rückgang der privaten Ersparnisse und der Leistungsbilanz führt (BRISSIMIS *et al.* 2010, S. 12).

Darüber hinaus geht eine reale Aufwertung mit einem Verlust an preislicher Wettbewerbsfähigkeit einher. Dies führt zu einem Rückgang der Profite von Exportunternehmen sowie der Unternehmen, die mit billigeren Importen aus dem Ausland konkurrieren. Infolgedessen sinken die Ersparnisse im Unternehmenssektor. Sobald die Unternehmen aufgrund der Kostendivergenzen gezwungen sind Arbeitsplätze zu reduzieren, werden auch die Ersparnisse der privaten Haushalte abnehmen. Damit sinken die gesamten Ersparnisse des Privatsektors, was zu einer Verschlechterung der Leistungsbilanzposition führt (DULLIEN 2010, S. 29).

Langfristiger Realzins

Das Sparen im Privatsektor wird auch durch den langfristigen Realzins determiniert. Aus der Perspektive des intertemporalen Modells der Leistungsbilanzanalyse macht ein höherer langfristiger Realzins den gegenwärtigen Konsum teurer relativ zum zukünftigen Konsum und Sparen somit lohnenswerter, da ein höherer Ertrag erzielt werden kann. Darüber hinaus geht mit einem höheren Realzins auch ein Anstieg der Opportunitätskosten von privaten Investitionen einher (BARNES *et al.* 2010, S. 9).

BRISSIMIS *et al.* (2010, S. 14) weisen ferner darauf hin, dass ein Rückgang der Zins-spreads sowie des Währungsrisikos infolge der Finanzmarktliberalisierung und der nominalen Konvergenz innerhalb des Euroraums für Nettokreditnehmerländer wie etwa Griechenland und Spanien zu einem Rückgang im privaten Sparen und einem Anstieg der privaten Investitionen führen muss. Folglich wird erwartet, dass der langfristige Realzins positiv mit dem Sparen im Privatsektor sowie der Leistungsbilanzposition zusammenhängt.

Demografie

Das empirische Modell enthält zudem eine demografische Variable, da das Altersprofil der Bevölkerung einer Volkswirtschaft eine strukturelle Determinante für das inländische Sparen darstellt. Die Lebenszyklushypothese von MODIGLIANI und BRUMBERG (1954) erklärt das Konsum- und Sparverhalten über die Lebenszeit eines Individuums. Das Lebenszyklusmodell basiert auf der Annahme, dass der einzelne Haushalt versucht, sein Lebenseinkommen und sein Vermögen möglichst gleichmäßig über seine Lebenszeit zu verteilen (FLASCHEL *et al.* 2008, S. 163). Im Allgemeinen verfügt ein Individuum während der ersten Lebensphase nur über ein sehr geringes Einkommen und finanziert seine Konsumausgaben durch Aufnahme von Krediten. Während des Erwerbslebens spart ein Individuum einen Teil seines Einkommens. Diese Ersparnis wird sowohl zur Vermögensbildung als auch zur Rückzahlung der Kredite verwendet. Mit Beginn der Ruhestandsphase ist das Einkommen in Form von Rentenzahlungen wieder geringer und die Konsumausgaben werden aus dem bis dahin angesparten Vermögen bestritten. Modelle mit überlappenden Generationen erfassen die Kernaussage der Lebenszyklustheorie und bieten gleichzeitig eine realistische Modellierung der demografischen Struktur. Um Änderungen im Altersprofil einer Volkswirtschaft im empirischen Modell darzustellen, wird ein so genannter Abhängigkeitsquotient („dependency ratio“) verwendet. Damit wird das Verhältnis der wirtschaftlich abhängigen Altersgruppen zur Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter bezeichnet. Ein Anstieg des Abhängigkeitsquotienten führt demnach zu einem Rückgang der Sparquote, da jüngere sowie ältere Menschen gemäß der Lebenszyklushypothese Nettokonsumenten sind. Das Standardmodell der Lebenszyklustheorie berücksichtigt allerdings weder Kreditrestriktionen noch Verhaltensänderungen der Individuen. Darüber hinaus

scheint die Lebenszyklushypothese das Sparverhalten im Alter nicht vollständig erklären zu können. Neben dem Vererbungsmotiv können die Unsicherheit hinsichtlich der Lebenserwartung nach der Pensionierung sowie der zukünftigen Renteneinkommen eine höhere Ersparnisbildung erfordern (MANKIW 2003, S. 517). Folglich kann der Einfluss demografischer Variablen auf das private Sparen und die Leistungsbilanz sowohl negativ als auch positiv sein.

Setzt man die Verhaltensgleichung für das private Sparen (14) in Gleichung (13) ein, ergibt sich

$$\frac{CA}{Y} = f\left(\frac{S_G - I_G}{Y}, \frac{I_P}{Y}, GDPpc, REERulc, RIR, DepRatio\right) + \frac{S_G - I_G}{Y} - \frac{I_P}{Y}. \quad (15)$$

Die privaten Investitionen und das staatliche Budgetdefizit werden einerseits als Bestimmungsfaktoren der privaten Ersparnisbildung angesehen. Darüber hinaus stellen sie jeweils eine eigenständige Variable dar, die den Leistungsbilanzsaldo direkt beeinflusst.

Eine lineare Darstellung von Gleichung (15) lässt sich deshalb folgendermaßen formulieren:¹⁸

$$\begin{aligned} \left(\frac{CA}{Y}\right)_t = & \beta_0 + (1 + \beta_1) \left(\frac{S_G - I_G}{Y}\right)_t + (\beta_2 - 1) \left(\frac{I_P}{Y}\right)_t + \beta_3 GDPpc_t \\ & + \beta_4 REERulc_t + \beta_5 RIR_t + \beta_6 DepRatio_t + \epsilon_t \end{aligned} \quad (16)$$

Wenn ricardianische Äquivalenz gilt, $(1 + \beta_1) = 0$, hat das staatliche Budgetdefizit keinen Einfluss auf die Leistungsbilanz. Für den Fall vollständiger internationaler Kapitalimmobilität, $(\beta_2 - 1) = 0$, werden die inländischen Investitionen in vollem Umfang durch die inländischen Ersparnisse finanziert (Feldstein-Horioka Hypothese). Vor dem Hintergrund der vorangegangenen Argumentation werden positive Vorzeichen für $(1 + \beta_1)$, β_3 und β_5 und negative Vorzeichen für $(\beta_2 - 1)$ und β_5 erwartet, wobei sich das Vorzeichen für β_6 a priori nicht bestimmen lässt.

5.2 Ökonometrische Methode und Daten

Im folgenden Abschnitt wird die methodische Vorgehensweise dargelegt. Anschließend werden die verwendeten Daten vorgestellt.

¹⁸Ein vergleichbarer Ansatz wird von BRISSIMIS *et al.* (2010) sowie HERRMANN und JOCHEM (2005) verwendet.

Methodische Vorgehensweise

Ein Großteil der makroökonomischen Zeitreihen zeigt einen nichtstationären Verlauf und folgt einem so genannten stochastischen Trend. Solche Zeitreihen nennt man integriert. Kointegration liegt vor, wenn zwei oder mehr integrierte Zeitreihen, abgesehen von vorübergehenden Schwankungen, die als Gleichgewichtsabweichungen interpretiert werden, langfristig einem gemeinsamen stochastischen Trend folgen (KIRCHGÄSSNER und WOLTERS 2006, S. 183). Allgemein sind zwei oder mehr Zeitreihen kointegriert, wenn sie denselben Integrationsgrad $I(d)$, $d > 0$ aufweisen und eine Linearkombination existiert, die von der Ordnung $I(d - b)$ integriert ist, wobei $d \geq b > 0$ gilt. Dies bedeutet im bivariaten Fall mit $d = b = 1$, dass zwei Zeitreihen y_t und x_t kointegriert sind, falls ein von Null verschiedener Kointegrationsvektor $[1 \quad -a]$ existiert, so dass die Linearkombination $y_t - a x_t = z_t$ mit $a \neq 0$ stationär $I(0)$ ist, wobei z_t die Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht angibt (ENDERS 2004, S. 322).

Die ökonometrische Analyse einer Beziehung zwischen zwei oder mehr integrierten $I(1)$ Zeitreihen wird in einem Fehlerkorrekturmodell (ECM) durchgeführt. Dieser Ansatz entspricht der Re-Parametrisierung eines ARDL-Modells („auto-regressive distributed lag“), das sowohl die langfristige Gleichgewichtsbeziehung als auch die kurzfristige Dynamik der Zeitreihen berücksichtigt. Das Fehlerkorrekturmodell mit y_t als endogener Zeitreihe und $x'_t = (x_{1,t}, \dots, x_{n,t})$ als exogenen Zeitreihen lässt sich folgendermaßen darstellen:

$$\Delta y_t = \delta + \gamma z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t \quad (17)$$

mit $z_{t-1} = y_{t-1} - b - a' x_{t-1}$.

Die Änderung in y_t wird somit von der um eine Periode verzögerten Gleichgewichtsabweichung sowie den verzögerten Differenzen der endogenen und exogenen Variablen beeinflusst. Die Anzahl der verzögerten Differenzen wird so gewählt, dass der Fehlerterm ϵ_t weißes Rauschen („white noise“) ist.

Für die Konstruktion des empirischen Modells wird folgendes Verfahren verwendet: Die Auswahl der ökonomischen Variablen in der langfristigen Beziehung orientiert sich am intertemporalen Ansatz der Leistungsbilanzanalyse von OBSTFELD und ROGOFF (1995, 1999) sowie den vorgestellten Studien. Um die Integrationsordnung der ausgewählten Variablen zu bestimmen, werden verschiedene Einheitswurzeltests durchgeführt, die auf den Arbeiten von DICKEY und FULLER (1979, 1981), PERRON (1988) sowie PHILLIPS und PERRON (1988) beruhen. Eine Kointegrationsbeziehung kann nur dann vorliegen, wenn die betrachteten Variablen den jeweils gleichen Integrationsgrad $I(d)$, $d > 0$ aufweisen. Anschließend werden verschiedene Fehlerkorrekturmodelle für die betrachteten Länder spezifiziert, wobei zunächst alle Variablen in das Fehlerkorrekturmodell aufgenommen

werden. Da Jahresdaten vorliegen und das Datensample sehr klein ist, wird für die Kurzfristedynamik eine maximale Lag-Länge von $p = 1$ verwendet. Die Schätzgleichung des Fehlerkorrekturmodells wird schrittweise um Regressoren, deren Koeffizienten nicht signifikant sind, reduziert. Somit wird die kurzfristige Dynamik des Modells automatisch durch die statistische Signifikanz determiniert. Da die statische Kointegrationsregression die Kurzfristedynamik nicht beachtet, werden auf Basis des spezifizierten Fehlerkorrekturmodells weitere Kointegrationstests durchgeführt, die Rückschlüsse auf mögliche Langfristbeziehungen zwischen der abhängigen und den erklärenden Variablen erlauben.

ENGLE und GRANGER (1987) zufolge lassen sich der Koeffizient α_i und der Parametervektor β_i aus der Fehlerkorrekturgleichung ebenso wie der Anpassungsparameter γ in einem zweistufigen Verfahren konsistent schätzen (HASSLER 2004, S. 107). Das Vorliegen von Kointegration kann allerdings auch direkt im Fehlerkorrekturmodell nachgewiesen werden. Dieses Verfahren wurde von BANERJEE *et al.* (1998) für ein Einzelgleichungsmodell vorgestellt und wird als „error-correction mechanism“ (ECM) Test bezeichnet.¹⁹ Dem Testverfahren liegt folgende Überlegung zugrunde (siehe HASSLER 2004, S. 107). Gegeben die Zeitreihen sind $I(1)$, besagt das Granger-Repräsentationstheorem, dass der Fehlerkorrekturterm und die Kurzfristedynamik im Fehlerkorrekturmodell stationär, also $I(0)$ sein müssen, wenn zwischen den Zeitreihen y_t und x_t Kointegration vorliegt (ENGLE und GRANGER 1987, S. 255 f.). Umgekehrt gilt jedoch auch, dass y_t und x_t genau dann kointegriert sind, wenn das Fehlerkorrekturmodell gilt und der Fehlerkorrekturparameter γ signifikant von Null verschieden ist. Im Folgenden wird angenommen, γ sei ungleich Null. Somit muss der Fehlerkorrekturterm z_{t-1} stationär sein, da andernfalls Δy_t nicht-stationär wäre, was annahmegemäß ausgeschlossen werden kann. Dies bedeutet, dass $y_t - a'x_t$ stationär sein muss, wenn das Fehlerkorrekturmodell gilt. Damit ist die Kointegrationsbedingung erfüllt.

Die Testhypothese im Fehlerkorrekturmodell lässt sich nun folgendermaßen herleiten: Angenommen x_t sei exogen, so dass Δx_t und ϵ_{t-i} aus Gleichung (17) für alle i unkorreliert sind. Daraus folgt unmittelbar, dass $\gamma = 0$ ist. Damit eine Gleichgewichts-anpassung vorliegt, muss der Anpassungsparameter signifikant $\gamma < 0$ sein.²⁰ Die Nullhypothese keiner Kointegration lautet somit $\gamma = 0$. Der Test basiert auf einer Kleinst-Quadrate Regression von Gleichung (17). Die asymptotischen kritischen Werte der t-Statistik stammen von BANERJEE *et al.* (1998, S. 276 f.).²¹

Darüber hinaus wird der so genannte „Bounds Testing“-Ansatz von PESARAN *et al.* (2001) angewandt. Das Testverfahren basiert auf einem ARDL-Modell und erlaubt, die

¹⁹Das Testverfahren geht auf BANERJEE *et al.* (1986, 1993) und BOSWIJK (1991) zurück.

²⁰Ein positiver Wert von γ impliziert ein explosives Modell bei dem es keine Gleichgewichts-anpassung gibt, da zu hohe Werte von y_{t-1} zu einem weiteren Anwachsen von y_t führen (HASSLER 2004, S. 107).

²¹Die Nullhypothese keiner Kointegration wird für zu kleine (d.h. zu stark negative) Werte abgelehnt.

Existenz einer langfristigen Beziehung zwischen Variablen in Niveaus direkt im dynamischen Fehlerkorrekturmodell nachzuweisen. Verglichen mit einfachen partiellen Anpassungsmodellen oder dem traditionellen Kointegrationsansatz von ENGLE und GRANGER (1987) weist das Bounds-Testing-Verfahren einige Vorteile auf.

Der Kointegrationsansatz von ENGLE und GRANGER (1987) macht es erforderlich, für alle Variablen sicherzustellen, dass sie $I(1)$ und die Regressoren nicht miteinander kointegriert sind. Die in der Analyse verwendeten Standardtests zeigen jedoch, dass die Integrationsordnung nicht eindeutig ist. Einige Variablen, wie etwa der Realzins oder die Defizitquote sind $I(0)$, was ökonomisch leicht nachvollziehbar ist. Auch die Integrationsordnung der Leistungsbilanz ist diskussionsbedürftig. Es gibt zwar Hinweise, dass die Leistungsbilanz im Beobachtungszeitraum $I(1)$ ist. Dieses Ergebnis kann allerdings nicht als allgemeingültig angesehen werden, da dies implizieren würde, dass sich ein Leistungsbilanzdefizit kontinuierlich verschlechtert beziehungsweise ein Leistungsbilanzüberschuss weiter verbessert. Die traditionelle Kointegrationsanalyse würde diese Variablen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung ausschließen. Das Verfahren von PESARAN *et al.* (2001) eignet sich hingegen unabhängig davon, ob die zugrunde liegenden Regressoren alle einzeln $I(0)$ oder $I(1)$ oder miteinander kointegriert sind. Es basiert auf der üblichen Wald oder F-Statistik und testet die Signifikanz der verzögerten Niveaus von Variablen in einem unrestringierten Fehlerkorrekturmodell. PESARAN *et al.* (2001) leiten die asymptotische Verteilung einer Teststatistik (F_{PSS} -Statistik) her, die unter der Nullhypothese, dass es unabhängig vom Integrationsgrad zwischen den verwendeten Variablen keinen Zusammenhang gibt, nicht standardnormalverteilt ist. Der F_{PSS} -Test basiert dann auf einem Bounds-Testing-Verfahren, wofür PESARAN *et al.* (2001) asymptotische kritische Werte definieren (siehe PESARAN *et al.* 2001, S. 300 f.).²²

Daten

In der empirischen Analyse werden jährliche Daten verwendet. Für Deutschland stehen Daten von 1971 bis 2009 zur Verfügung, für Spanien und Griechenland von 1975 bis 2009. Die Variable ($\frac{CA}{Y}$) bezeichnet den Leistungsbilanzsaldo im Verhältnis zum nominalen Bruttoinlandsprodukt. Die Defizitquote ($\frac{S_G - I_G}{Y}$) ergibt sich aus den öffentlichen Ersparnissen abzüglich der Investitionen in Prozent des BIP. Die private Investitionsquote ($\frac{I_P}{Y}$) entspricht dem Anteil der Bruttoanlageinvestitionen des Privatsektors am BIP. Die Daten für die Leistungsbilanz, das Haushaltsdefizit sowie die privaten Investitionen stammen von der OECD (Economic Outlook No. 88, Dezember 2010). Das relative Pro-Kopf-Einkommen ($GDPpc$) geht aus dem Verhältnis des Pro-Kopf-Einkommens des Ziellandes

²²Liegt die berechnete Wald oder F-Statistik außerhalb der kritischen Werte, existiert ein eindeutiges Ergebnis, ohne die Integrationsordnung berücksichtigen zu müssen. Liegt die Wald oder F-Statistik hingegen innerhalb der kritischen Grenze, muss erst die Integrationsordnung der Variablen bestimmt werden, um einen Zusammenhang zwischen der abhängigen Variable und den Regressoren nachweisen zu können.

$(\frac{Y}{N})$ und einem gewichteten Pro-Kopf-Einkommen einer Gruppe aus Referenzländern ($\frac{Y^*}{N^*}$) hervor. Die Ländergruppe umfasst die Haupthandelspartner von Deutschland, Spanien und Griechenland innerhalb der EWU.²³ Die Daten für das nominale Bruttoinlandsprodukt sowie die entsprechende Bevölkerung sind von der OECD (Economic Outlook No. 88, Dezember 2010). Der reale effektive Wechselkurs (*REERulc*) ist ein auf Lohnstückkosten basierender Index (relativ zu EU-15 Ländern, 2000 = 100). Ein Anstieg im realen effektiven Wechselkurs impliziert eine Aufwertung. Für den langfristigen Realzins (*RIR*) wird eine inflationsbereinigte (Verbraucherpreisindex) Staatsanleihe mit 10-jähriger Laufzeit verwendet. Für den realen effektiven Wechselkurs sowie den langfristigen Realzins werden Daten von der AMECO Datenbank der Europäischen Kommission verwendet. Die Daten für die demografische Variable (*DepRatio*) stammen von der Weltbank (World Economic Outlook (WEO) Database).

5.3 Empirische Ergebnisse

Integrationstests

Im Folgenden werden die Ergebnisse der Integrationstests diskutiert. Die Integrationstests von DICKEY und FULLER (1979) sowie von PHILLIPS und PERRON (1988) testen auf die Nullhypothese einer Einheitswurzel. Die Ergebnisse des (erweiterten) Dickey-Fuller-Tests sind in Tabelle 5 im Anhang angegeben, die asymptotischen kritischen Werte der t-Statistik stammen aus MACKINNON (1991). Die Ergebnisse des PP-Tests stimmen mit den ADF-Ergebnissen überein und werden deshalb nicht explizit angezeigt, liegen jedoch in der Dokumentation vor. Die Analyse der Integrationsordnung ergibt für Deutschland, dass die Niveaus fast aller Zeitreihen integriert der Ordnung Eins, also $I(1)$ sind, während die ersten Differenzen als stationär angesehen werden können. Für das staatliche Budgetdefizit geben die Integrationstests allerdings an, dass im Beobachtungszeitraum Stationarität in Niveaus vorliegt. In Spanien scheint der langfristige Realzins hingegen stationär in Niveaus zu sein. Außerdem ist der Abhängigkeitsquotient sowohl in Spanien als auch in Griechenland stationär. Die Integrationstests bestätigen für die übrigen Reihen in Spanien und Griechenland, dass Integration der Ordnung Eins vorliegt. Durch einfache Differenzbildung erhält man stationäre Reihen. Die Ergebnisse sind allerdings aufgrund der geringen Anzahl der Beobachtungswerte nicht statistisch belastbar. Darüber hinaus ist es unter ökonomischen Gesichtspunkten fraglich, ob einige Reihen aufgrund ihrer Konstruktion streng $I(1)$ sein können, oder die Ergebnisse der Integrationstests eher auf den gewählten Beobachtungszeitraum zurückzuführen sind.

²³Zu den Haupthandelspartnern gehören Belgien, Finnland, Frankreich, Italien, die Niederlande und Österreich sowie Deutschland, Griechenland und Spanien sofern sie nicht das Zielland darstellen.

Kointegrationsanalyse

Auf Basis der Ergebnisse der Integrationstests wird zunächst eine statische Kointegrationsregression des Leistungsbilanzmodells mit der Verhaltensgleichung für das private Sparen (siehe Gleichung 16) nach der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) geschätzt. Diese Vorgehensweise entspricht der gängigen zweistufigen Kointegrationsanalyse nach ENGLE und GRANGER (1987). Im Rahmen dieses Verfahrens wird geprüft, ob die Residuen der statischen Regression stationär sind. Der (erweiterte) Dickey-Fuller-Kointegrationstest zeigt, dass die Nullhypothese keiner Kointegration nicht abgelehnt werden kann.²⁴ ENGLE und GRANGER (1987) zufolge konvergiert die Durbin-Watson-Statistik (dw), die auf Autokorrelation der Residuen erster Ordnung testet, bei Abwesenheit von Kointegration gegen Null. Ein einfacher, wenn auch heuristischer Test ohne asymptotische Quantile besteht folglich darin, die Nullhypothese keiner Kointegration für Durbin-Watson-Werte, die von Null verschieden sind, zu verwerfen (HASSLER 2004, S. 100). Die Durbin-Watson-Statistik der statischen Regression beträgt für Deutschland $dw = 0,68$. Die geschätzten Werte der Durbin-Watson-Statistik für Spanien und Griechenland liegen bei $dw = 1,0$ und $dw = 1,25$ und sind somit alle hinreichend größer als Null. Dies gibt zwar Hinweise auf das Vorliegen einer schwachen Kointegrationsbeziehung. Es zeigt sich jedoch, dass in einer statischen Kointegrationsregression unter Berücksichtigung aller ökonomisch relevanten Variablen das Vorliegen von Kointegration streng genommen abgelehnt werden muss. Berücksichtigt man, dass statistisch belastbaren Ergebnissen eine gewisse Datenmenge zugrunde liegen sollte, lässt sich die Ablehnung der Kointegrationsbeziehung möglicherweise auch auf das kleine Datensample zurückführen.

Wie im vorhergehenden Abschnitt zur methodischen Vorgehensweise bereits erläutert wurde, kann eine Kointegrationsbeziehung jedoch auch direkt im Fehlerkorrekturmodell nachgewiesen werden. Darüber hinaus wird mit dem Bounds-Testing-Verfahren von PESARAN *et al.* (2001) geprüft, ob im linearen Fehlerkorrekturmodell eine stabile Langfristbeziehung zwischen den Variablen in Niveaus vorliegt. In Tabelle 4 sind die Ergebnisse der Fehlerkorrekturmodelle für Deutschland, Spanien und Griechenland angegeben. Aufgrund des kleinen Datensamples sind die geschätzten Koeffizienten zwar nicht als statistisch belastbar zu interpretieren. Es gibt allerdings Hinweise darauf, dass die Leistungsbilanzposition von den verwendeten Variablen beeinflusst wird. Da es sich bei dem verwendeten Modell um eine reduzierte Form handelt, die lediglich als Approximation des wahren Modells verstanden werden kann, sind Kausalitäten vorsichtig zu interpretieren. Überdies lässt sich ökonometrisch nicht vollkommen ausschließen, dass Multikollinearität vorliegt und die Regressoren linear abhängig sind, beziehungsweise mit dem Fehlerterm zusammenhängen. Auch unter ökonomischen Gesichtspunkten ist es wahrscheinlich, dass die einzelnen Regressoren zusammenhängen und deren Interaktionen die makroökonomischen

²⁴Die asymptotischen kritischen Werte der t-Statistik stammen aus MACKINNON (1991).

Tabelle 4: Ergebnisse der Fehlerkorrekturmodelle

Variable	Deutschland		Spanien		Griechenland
	(a)	(b)	(a)	(b)	
$\left(\frac{CA}{Y}\right)_{t-1}$	-0,250*** (-3,011)	-0,287*** (-2,913)	-0,450*** (-4,011)	-0,560*** (-4,906)	-0,419*** (-3,334)
$\left(\frac{SG-IG}{Y}\right)_{t-1}$	–	0,148 (1,171)	0,212** (2,114)	0,249** (2,481)	–
$\left(\frac{IP}{Y}\right)_{t-1}$	-0,638*** (-3,949)	-0,675*** (-3,928)	-0,709*** (-4,898)	-0,792*** (-5,612)	–
$GDPpc_{t-1}$	2,912*** (3,354)	2,808*** (3,307)	4,714*** (4,468)	–	–
$REERulc_{t-1}$	–	–	-0,083*** (-4,545)	-0,091*** (-4,478)	-0,121*** (-3,331)
RIR_{t-1}	–	–	0,085** (2,132)	–	–
$DepRatio_{t-1}$	-0,135* (-1,879)	-0,134* (-1,917)	–	-0,138*** (-4,576)	–
$\Delta\left(\frac{SG-IG}{Y}\right)_{t-1}$	–	0,190* (1,989)	–	-0,143* (-1,678)	–
$\Delta\left(\frac{IP}{Y}\right)_{t-1}$	-0,843*** (-3,773)	-0,962*** (-4,183)	-1,119*** (-8,862)	-1,111*** (-8,101)	–
$\Delta GDPpc_{t-1}$	14,136*** (3,108)	12,538*** (2,776)	33,547* (1,969)	67,186*** (4,411)	52,222* (2,028)
$\Delta REERulc_{t-1}$	–	–	–	–	-0,120** (-2,437)
ΔRIR_{t-1}	–	–	–	–	–
$\Delta DepRatio_{t-1}$	–	–	–	–	–
<i>Konstante</i>	16,678*** (3,368)	17,877*** (3,473)	21,437*** (6,187)	33,231*** (6,816)	8,039** (2,754)
Adjusted R^2	0,401	0,436	0,888	0,871	0,318
Log Likelihood	-49,032	-46,603	-16,455	-22,420	-59,134
F-Statistik	5,124	4,579	30,621	28,974	4,854
Beobachtungen	38	38	31	34	34
Durbin-Watson Statistik	1,770	1,798	2,201	1,868	1,537
Serial Correlation LM Test	0,108	0,077	0,673	0,055	3,349*
t_{BDM}	-3,011	-2,913	-4,011*	-4,906***	-3,334**
F_{PSS}	4,325**	3,332	12,696***	13,878***	6,357***

Anmerkung: Die Tabelle enthält die Ergebnisse der geschätzten Fehlerkorrekturmodelle für Deutschland, Spanien und Griechenland wie in Abschnitt 5.2 beschrieben. Die abhängige Variable ist der jeweilige Saldo der Leistungsbilanz im Verhältnis zum nationalen BIP. t-Werte werden in Klammern dargestellt. *, **, ***: signifikant bei einem Signifikanzniveau von 10%, 5% und 1%.

Entwicklungen beeinflussen.

Für die einzelnen Fehlerkorrekturmodelle werden verschiedene Modellsimulationen durchgeführt. Dabei wird die Leistungsbilanzentwicklung in einem Basisszenario mit einem Szenario verglichen, in dem *ceteris paribus* für eine Variable mit Beginn der ersten Stufe der EWU 1991 ein exogener Schock simuliert wird. Darüber hinaus wird die Entwicklung der Leistungsbilanz simuliert, wenn eine Variable mit dem Beitritt eines Landes in die EWU konstant gehalten wird.²⁵ Ausgewählte Abbildungen der Modellsimulationen sind für die einzelnen Länder nachfolgend dargestellt.²⁶ Als Autokorrelationsmaß der Residuen wird die Durbin-Watson-Statistik verwendet. Ergänzend wird der Breusch-Godfrey-Test auf Autokorrelation durchgeführt.²⁷

Deutschland

Im Folgenden werden die Ergebnisse des Fehlerkorrekturmodells für Deutschland vorgestellt. Dabei wird zunächst eine Grundspezifikation dargelegt und danach mit einem erweiterten Modell verglichen. Aus der Schätzgleichung des Fehlerkorrekturmodells ist ersichtlich, dass sowohl die langfristige Gleichgewichtsbeziehung als auch die Kurzfrisdynamik der deutschen Leistungsbilanz im Beobachtungszeitraum von den privaten Investitionen und dem relativen Pro-Kopf-Einkommen determiniert werden. Darüber hinaus beeinflussen auch demografische Faktoren das Langfristgleichgewicht. Es zeigt sich, dass alle Koeffizienten das erwartete Vorzeichen haben und die zugrunde liegenden theoretischen Überlegungen bestätigen. Zudem deutet der negative Koeffizient für den realen effektiven Wechselkurs an, dass eine Abwertung zu einer Verbesserung der Leistungsbilanzposition führt. Der Einfluss der Wechselkursentwicklung ist in diesem Modell allerdings eher schwach. Der Realzins scheint hingegen für die langfristige Gleichgewichtsbeziehung in der Grundspezifikation ebenso wenig eine Rolle zu spielen wie das staatliche Budgetdefizit. Die Durbin-Watson-Statistik ($dw = 1,8$) gibt keine Hinweise darauf, dass Autokorrelation der Residuen vorliegt. Darüber hinaus ist der Breusch-Godfrey-Test auf Autokorrelation auf keinem gewöhnlichen Niveau signifikant. Für die t-Statistik des Anpassungsparameters ergibt sich aufgrund des Standardfehlers $t_{BDM} = -3,01$. Verglichen mit der t-Statistik von BANERJEE *et al.* (1988) für drei exogene Variablen ($BDM(3)$) kann die Nullhypothese auf dem 10%-Signifikanzniveau knapp nicht abgelehnt werden. Auf dem 25%-Niveau ist der Koeffizient jedoch signifikant. Dies spricht zumindest schwach gegen die Nullhypothese keiner Kointegration. Vor dem Hintergrund des kleinen Datensample kann man davon ausgehen, dass eine schwache Kointegrationbeziehung vorliegt.

²⁵Für Deutschland und Spanien werden die Simulationen ab 1999 modelliert, für Griechenland ab 2001.

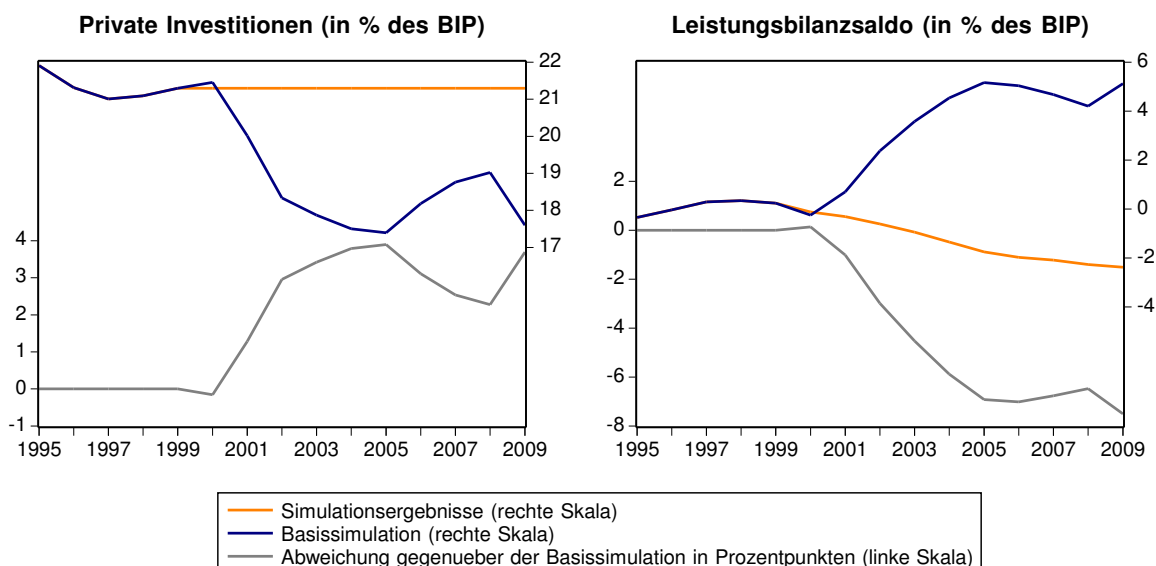
²⁶Die Modellsimulationen zu den übrigen Variablen liegen wie auch die dazugehörigen Abbildungen in der Dokumentation vor.

²⁷Im Rahmen der Einzelgleichungsanalyse wird mit dem Breusch-Godfrey-Test auf Autokorrelation erster Ordnung geprüft.

Der PSS-Test bestätigt, dass zwischen den Variablen eine Beziehung in Niveaus existiert. Die Nullhypothese keiner Beziehung kann auf dem 5%-Signifikanzniveau ($F_{PSS} = 4,33$) verworfen werden.

Der negative Koeffizient der privaten Investitionen impliziert, dass ein Anstieg der Investitionsquote mit einer Verschlechterung der Leistungsbilanz einhergeht. Dies deutet darauf hin, dass die inländischen Investitionen nur teilweise durch die inländischen Ersparnisse finanziert werden und somit die Feldstein-Horioka Hypothese für Deutschland abgelehnt werden kann. Die Modellsimulation ergibt, dass sich der Leistungsbilanzsaldo um rund 2,5 Prozentpunkte verschlechtert, wenn sich die Investitionsquote um 1 Prozentpunkt erhöht.

Abbildung 14: Modellsimulation Deutschland



Darüber hinaus zeigt Abbildung 14, dass die rückläufigen Investitionen seit Beginn der EWU eine Verbesserung der Leistungsbilanz um rund 7 Prozentpunkte erklären können, wenn die Leistungsbilanzentwicklung mit einem simulierten Szenario verglichen wird, in dem die private Investitionsquote konstant auf dem Niveau von 1999 bleibt. Zwar muss die Größenordnung dieser Ergebnisse vorsichtig interpretiert werden. Die Simulation belegt jedoch, dass die Entwicklung der Investitionen in Deutschland während des Beobachtungszeitraums einen starken Einfluss auf die Leistungsbilanzposition hatte. Außerdem gibt es Hinweise, dass auch die relative Einkommensentwicklung eng mit der Leistungsbilanz verbunden ist. Die neoklassische Konvergenzhypothese besagt, dass ein höheres relatives Pro-Kopf-Einkommen einen Anstieg der privaten Ersparnisse zur Folge hat, was wiederum zu einem höheren Leistungsbilanzüberschuss führt. Die Simulationsergebnisse bestätigen, dass ein Anstieg des relativen Einkommensniveaus um 1 Prozent zu einer Ver-

besserung der Leistungsbilanz um rund 0,15 Prozentpunkte führt. Darüber hinaus scheint das Altersprofil das private Sparen und die Leistungsbilanz zu beeinflussen. In Übereinstimmung mit der Lebenszyklushypothese führt ein Anstieg der abhängigen Bevölkerungsgruppen relativ zur erwerbstätigen Bevölkerung zu einem Rückgang im privaten Sparen und einer Verschlechterung der Leistungsbilanz. Die entsprechende Simulation für Deutschland zeigt, dass eine Erhöhung des Abhängigkeitsquotienten um 1 Prozentpunkt eine Verschlechterung der Leistungsbilanz um rund 0,5 Prozentpunkte zur Folge hat.

Eine erweiterte Spezifikation des Fehlerkorrekturmodells zeigt zudem, dass auch das staatliche Budgetdefizit die Kurzfrisdynamik der deutschen Leistungsbilanz beeinflusst. In der Simulation führt ein Rückgang der Defizitquote um 1 Prozentpunkt zu einer Verbesserung der Leistungsbilanzposition um rund 0,5 Prozentpunkte. Dies gilt allerdings nur für den Fall, dass das staatliche Budgetdefizit auch in die Langfristgleichung aufgenommen wird, wobei der Koeffizient zwar das richtige Vorzeichen aufweist, die Signifikanz jedoch auf den üblichen Signifikanzniveaus abgelehnt werden kann. Die Modellsimulation bestätigt zudem, dass sich die Entwicklung der Leistungsbilanz nur schwach verändert, wenn die Defizitquote konstant auf dem Niveau von 1999 bleibt. Der Erklärungsbeitrag der Defizitquote ist somit als eher gering einzuschätzen. Die Simulationsergebnisse für die privaten Investitionen, das relative Einkommen sowie den Abhängigkeitsquotienten stimmen im erweiterten Modell mit denen der Grundspezifikation überein. Um mögliche Verzerrungen aufgrund der Wirtschafts- und Finanzkrise zu eliminieren, werden beide Modellspezifikationen auch für ein zwei Jahre kürzeres Datensample geschätzt. Dabei zeigt sich, dass die Ergebnisse sowohl in Bezug auf die Vorzeichen der Koeffizienten als auch die Einflussstärke der Variablen nahezu identisch sind. Beide Spezifikationen werden zudem mit einer Impuls-Dummy-Variable für die deutsche Wiedervereinigung sowie einer Sprung-Dummy-Variable für den Beginn der EWU 1999 geschätzt, um einen möglichen Einfluss der Änderung des Wechselkursregimes zu berücksichtigen. Die Dummy-Variablen sind jedoch auf keinem gewöhnlichen Niveau signifikant und werden aufgrund dessen aus der Schätzung genommen.

Zusammenfassend lassen sich folgende Ergebnisse festhalten. Die relative Einkommensentwicklung scheint in Deutschland zu einer leichten Ersparnisminderung im Privatsektor geführt zu haben. Der kontinuierliche Rückgang im relativen Einkommen bis Mitte der 2000er Jahre hatte für sich genommen eine Verschlechterung der Leistungsbilanz zur Folge. Darüber hinaus zeigen die Ergebnisse, dass auch die demografische Entwicklung mit der Leistungsbilanz zusammenhängt. Angesichts des steigenden Anteils der wirtschaftlich abhängigen Bevölkerungsgruppen seit Mitte der 1980er Jahre müssen die inländischen Ersparnisse sinken und somit zu einer Verschlechterung der Leistungsbilanzposition führen. Die rückläufigen Investitionen des Privatsektors in Deutschland scheinen jedoch

den Einfluss der demografischen Entwicklung sowie die relative Einkommensverringering überkompensiert zu haben und für die Verbesserung der Leistungsbilanz verantwortlich zu sein. Darüber hinaus gibt es Hinweise, dass der Verlauf der Defizitquote ebenfalls zu einer leichten Verbesserung der Leistungsbilanz beigetragen hat.

Spanien

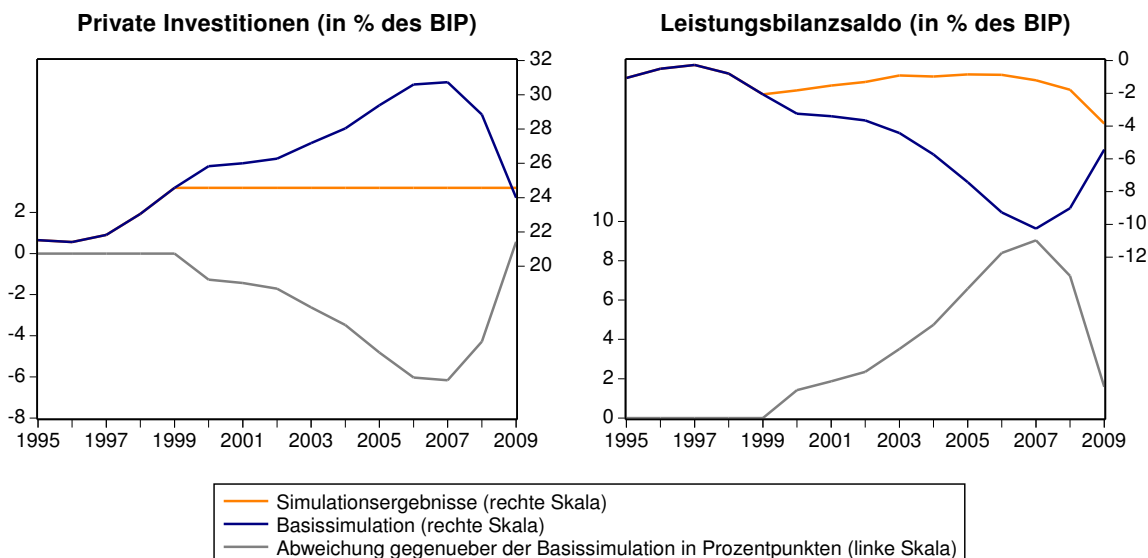
Im Rahmen der Einzelgleichungsanalyse für Spanien werden zwei Fehlerkorrekturmodelle spezifiziert, deren wichtigste Ergebnisse im folgenden Abschnitt dargelegt und verglichen werden. Aus Gründen der Unterscheidbarkeit werden die beiden Modelle, wie auch in Tabelle 4, nachfolgend mit Modell (a) und (b) bezeichnet.

Die Spezifikation des Fehlerkorrekturmodells (a) zeigt, dass in der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung alle Variablen das erwartete Vorzeichen vorweisen und es im Rahmen der Analyse Hinweise auf Signifikanz gibt. Die demografische Variable scheint für den Beobachtungszeitraum in Spanien jedoch keine wichtige Rolle zu spielen. In der Schätzgleichung des Fehlerkorrekturmodells liegt keine Residuenautokorrelation vor. Dies bestätigen die Durbin-Watson-Statistik ($dw = 2,2$) sowie der Breusch-Godfrey-Test, der auf keinem gewöhnlichen Niveau signifikant ist. Für die t-Statistik des Anpassungsparameters ergibt sich $t_{BDM} = -4,01$ und verglichen mit $BDM(5)$ ist dieser Wert zum 10%-Niveau signifikant. Somit gibt es im Rahmen der Analyse Anzeichen, die gegen die Nullhypothese keiner Kointegration sprechen. Das Bounds-Testing-Verfahren bestätigt zudem, dass zwischen den Variablen eine Beziehung in Niveaus besteht. Die Nullhypothese, dass keine Beziehung in Niveaus vorliegt, kann unabhängig von der Integrationsordnung der Variablen auf dem 1%-Signifikanzniveau ($F_{PSS} = 12,7$) verworfen werden.

Der geschätzte Koeffizient des staatlichen Budgetdefizits ist größer als Null und kleiner als Eins. Dies bedeutet, dass ein Anstieg in der Defizitquote nur teilweise durch höhere private Ersparnisse kompensiert wird und folglich zu einer Verschlechterung der Leistungsbilanz beiträgt. Dieses Ergebnis spricht gegen vollständige ricardianische Äquivalenz und stützt die Hypothese der Zwillingsdefizite. Die Modellsimulation zeigt, dass ein Rückgang der Defizitquote um 1 Prozentpunkt zu einer Verbesserung der Leistungsbilanz um 0,45 Prozentpunkte führt. Zudem wird deutlich, dass sich die spanische Leistungsbilanzposition bis 2008 um rund 1,4 Prozentpunkte verschlechtert hätte, wenn die Defizitquote auf dem Niveau von 1999 geblieben und nicht kontinuierlich gesunken wäre. Der Koeffizient der privaten Investitionen ist negativ. Ein Anstieg der Investitionen im Privatsektor führt folglich zu einem höheren Leistungsbilanzdefizit. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass die inländischen Ersparnisse die privaten Investitionen nur teilweise finanzieren und die Feldstein-Horioka Hypothese für Spanien verworfen werden kann. Aus der Modellsimulation wird deutlich, dass sich der Leistungsbilanzsaldo um rund 1,6 Prozentpunkte verschlechtert, wenn die Investitionsquote im Privatsektor um 1 Prozentpunkt steigt. Die

Ergebnisse zeigen zudem, dass die privaten Investitionen auch die kurzfristige Dynamik der spanischen Leistungsbilanz beeinflussen.

Abbildung 15: Modellsimulation Spanien



Überdies geht aus der Simulation hervor, dass sich der Leistungsbilanzsaldo auf einer nahezu ausgeglichenen Position befinden würde, wenn die privaten Investitionen nach 1999 nicht weiter angestiegen wären. Die hohen Investitionen des Privatsektors erklären in diesem Modell eine Verschlechterung der Leistungsbilanz um rund 9 Prozentpunkte bis 2007 (siehe Abbildung 15). Die Größenordnung dieser Ergebnisse sollte allerdings vorsichtig bewertet werden. Außerdem scheint der reale effektive Wechselkurs einen schwachen Einfluss auf die Leistungsbilanz zu haben. Der negative Koeffizient zeigt an, dass eine Aufwertung zu einer Verschlechterung der Leistungsbilanz führt. Ein Anstieg um 1 Prozentpunkt geht mit einem Rückgang der Leistungsbilanzposition um knapp 0,2 Prozentpunkte einher. Die Simulationsergebnisse verdeutlichen zudem, dass Spanien seit 1999 um rund 17 Prozent real aufgewertet hat. Dies trägt zu einer Verschlechterung der Leistungsbilanz um gut 2 Prozentpunkte bei. Der geschätzte Koeffizient für den langfristigen Realzins hat ein positives Vorzeichen. Ein höherer Realzins führt demnach zu einem Anstieg im privaten Sparen und einer Verbesserung der Leistungsbilanz. Die Simulation für Spanien bestätigt, dass sich die Leistungsbilanzposition um rund 0,2 Prozentpunkte verbessert, wenn der Realzins um 1 Prozentpunkt erhöht wird. Es zeigt sich allerdings auch, dass der sinkende Realzins seit 1999 lediglich einen geringen Erklärungsbeitrag zur Verschlechterung der spanischen Leistungsbilanz liefern kann. Darüber hinaus scheint auch das wirtschaftliche Entwicklungsstadium eine wichtige Rolle für die Entwicklung der Leistungsbilanz zu spielen. Aus Tabelle 4 ist ersichtlich, dass das relative Pro-Kopf-Einkommen sowohl die

Langfristbeziehung als auch die kurzfristige Dynamik beeinflusst. Der geschätzte positive Koeffizient in der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung impliziert, dass sich die Leistungsbilanzposition verbessert, wenn das spanische Pro-Kopf-Einkommen relativ zu dem seiner Haupthandelspartner steigt. Die Modellsimulation zeigt, dass sich die Leistungsbilanz um 0,17 Prozentpunkte verbessert, wenn das relative Einkommen um 1 Prozent wächst. Langfristig scheint eine Erhöhung des relativen Einkommens um 1 Prozent mit einer Leistungsbilanzverbesserung um rund 0,05 Prozentpunkte einherzugehen. Wäre die relative Einkommensentwicklung auf dem Niveau von 1999 geblieben, hätte dies zu einer weiteren Verschlechterung der spanischen Leistungsbilanzposition um gut 2,5 Prozentpunkte geführt.

Die Ergebnisse der Schätzgleichung für Modell (b) zeigen, dass die Vorzeichen der Variablen in der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung die theoretischen Überlegungen bestätigen und es auch hier Hinweise auf Signifikanz einiger Variablen gibt. Neben dem staatlichen Budgetdefizit und den privaten Investitionen scheint auch der reale effektive Wechselkurs im langfristigen Gleichgewicht einen Einfluss auf die Leistungsbilanzentwicklung zu haben. Dies stimmt mit den Ergebnissen aus Modell (a) überein. Darüber hinaus zeigt sich im Vergleich der Simulationen beider Modelle, dass neben der Stärke auch der Erklärungsgehalt der gemeinsamen signifikanten Variablen nahezu identisch ist. Während die langfristige Gleichgewichtsbeziehung in Modell (a) jedoch sowohl den Realzins als auch die relative Einkommensentwicklung enthält, scheinen diese Variablen in der alternativen Spezifikation keine wesentliche Rolle einzunehmen. Vielmehr gibt es in Modell (b) Hinweise darauf, dass demografische Faktoren die Gleichgewichtsbeziehung beeinflussen. Das negative Vorzeichen des Abhängigkeitsquotienten bestätigt die theoretische Argumentation, wonach auch das Altersprofil einer Volkswirtschaft das Sparverhalten bestimmt. Die Simulationsergebnisse zeigen, dass ein Anstieg des Abhängigkeitsquotienten um 1 Prozentpunkt eine Verschlechterung der Leistungsbilanz um 0,25 Prozentpunkte zur Folge hat. Zudem geht aus der Modellsimulation hervor, dass der Erklärungsbeitrag des Abhängigkeitsquotienten zur spanischen Leistungsbilanzposition seit 1999 äußerst gering ist. Zur kurzfristigen Anpassung der Leistungsbilanz tragen hauptsächlich die Investitionen des Privatsektors und die Entwicklung des relativen Pro-Kopf-Einkommens bei. So führt ein Wachstum im relativen Einkommen um 1 Prozent zu einer kurzfristigen Verbesserung der Leistungsbilanz um rund 0,35 Prozentpunkte. Dies bestätigt die Ergebnisse der Spezifikation von Modell (a), wenngleich der Einfluss der relativen Einkommensentwicklung dort kurzfristig etwas schwächer ausfällt. Darüber hinaus scheint auch das staatliche Budgetdefizit einen schwachen Einfluss auf die Kurzfristedynamik der Leistungsbilanz zu haben. Es gibt jedoch keine plausible ökonomische Erklärung dafür, dass eine Verbesserung der Defizitquote kurzfristig zu einer leichten Verschlechterung der Leistungsbilanz führen soll, wie

aus der entsprechenden Simulation hervorgeht. Die Schätzungen der beiden Fehlerkorrekturmodelle ohne Berücksichtigung der Finanzkrise bis einschließlich 2007 liefern, sowohl was die Stärke als auch was die Signifikanz der Koeffizienten betrifft, keine abweichenden Ergebnisse.

Als Autokorrelationsmaß werden sowohl die Durbin-Watson-Statistik als auch der Breusch-Godfrey-Test verwendet. Der Breusch-Godfrey-Test ist auf keinem üblichen Niveau signifikant, was durch die Durbin-Watson-Statistik ($dw = 1,9$) bestätigt wird. Somit gibt es keine Hinweise auf das Vorliegen von Autokorrelation der Residuen. Für die t-Statistik des Anpassungsparameters ergibt sich $t_{BDM} = -4,91$. Vergleicht man diesen Wert mit $BDM(4)$, so zeigt sich, dass der Koeffizient auf dem 1%-Niveau signifikant ist. Dies spricht stark gegen die Nullhypothese keiner Kointegration. Der PSS-Test liefert ebenfalls Hinweise, dass zwischen den Variablen eine Beziehung in Niveaus vorliegt. Die Nullhypothese kann auf dem 1%-Signifikanzniveau ($F_{PSS} = 13,88$) abgelehnt werden. In den Schätzgleichungen beider Modelle wird zudem ab 1999 für einen Regimewechsel kontrolliert. Die Dummy-Variablen sind jedoch auf keinem gewöhnlichen Niveau signifikant und werden aus der Schätzung genommen.

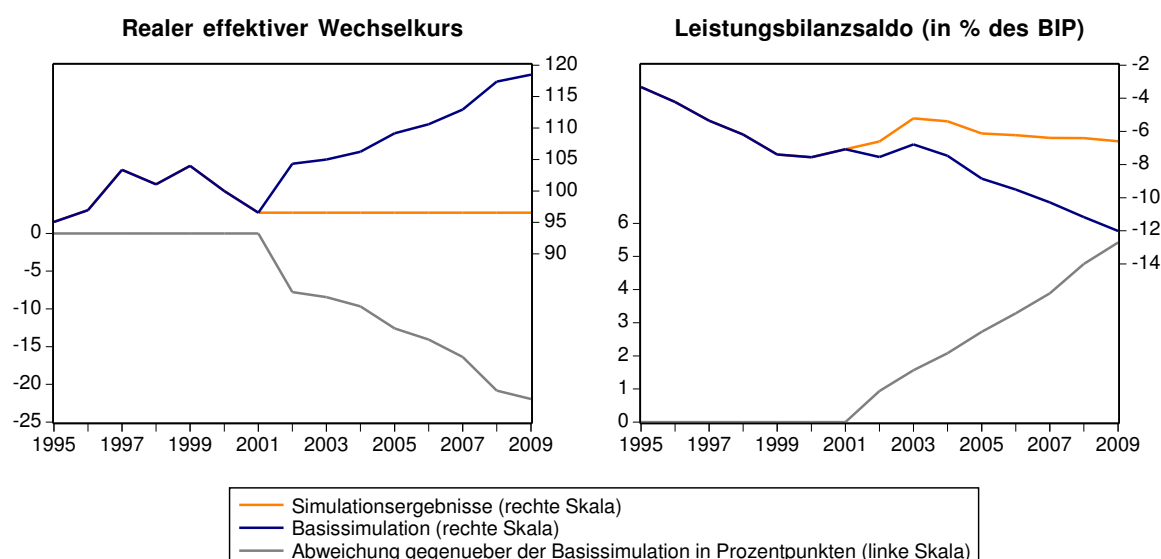
Die Ergebnisse der beiden Modelle lassen sich somit wie folgt zusammenfassen. Die spanische Leistungsbilanzposition kann im Beobachtungszeitraum weitgehend durch die Entwicklung der Investitionen im Privatsektor erklärt werden. Der massive Anstieg der privaten Investitionen seit Mitte der 1990er Jahre, der sich insbesondere in den Wohnungsbauinvestitionen widerspiegelt, dürfte entscheidend zur Verschlechterung der spanischen Leistungsbilanz beigetragen haben. Außerdem hat der reale effektive Wechselkurs einen schwachen Einfluss. Die permanente reale Aufwertung seit Beginn der EWU bis unmittelbar vor der Finanzkrise führte einerseits zu einem Verlust an preislicher Wettbewerbsfähigkeit und einem Rückgang der Ersparnisse im Privatsektor infolge geringerer Exporte. Darüber hinaus stiegen das Konsumniveau und die Importnachfrage aufgrund der mit einer realen Aufwertung einhergehenden Kaufkraftsteigerung. Der Rückgang des staatlichen Budgetdefizits seit Mitte der 1990er Jahre hat hingegen zu einer leichten Verbesserung der Leistungsbilanzposition geführt. Diese Ergebnisse gelten für beide Modellspezifikationen und scheinen robust zu sein. Die Modelle unterscheiden sich jedoch hinsichtlich der Erklärungskraft weiterer Variablen. Während der langfristige Realzins in Modell (a) im Beobachtungszeitraum eine leichte Verschlechterung der Leistungsbilanz erklären kann, hat die relative Einkommensentwicklung in Spanien für sich genommen zu einer Verbesserung der Leistungsbilanzposition geführt. In Modell (b) scheint die Leistungsbilanzposition hingegen von demografischen Faktoren beeinflusst zu werden, wobei der Erklärungsgehalt gering ist.

Griechenland

Die Ergebnisse des Fehlerkorrekturmodells für Griechenland zeigen, dass die Leistungsbilanz im langfristigen Gleichgewicht nur durch den realen effektiven Wechselkurs beeinflusst wird. Das staatliche Budgetdefizit, die privaten Investitionen sowie der langfristige Realzins scheinen im Beobachtungszeitraum ebenso wie das relative Pro-Kopf-Einkommen und die demografische Variable keinen signifikanten Einfluss auf die langfristige Gleichgewichtsbeziehung zu haben. Es gibt allerdings Anzeichen, dass schwache Autokorrelation der Residuen vorliegt. Der Breusch-Godfrey-Test zeigt an, dass die Nullhypothese keiner Autokorrelation auf dem 10%-Signifikanzniveau abgelehnt werden kann. Dieser Befund bestätigt sich durch den Wert der Durbin-Watson-Statistik ($dw = 1,5$). Die t-Statistik des Anpassungsparameters ergibt für Griechenland $t_{BDM} = -3,33$. Verglichen mit $BDM(1)$ ist dieser Wert auf dem 5%-Niveau signifikant, was gegen die Nullhypothese keiner Kointegration spricht. Der PSS-Test bestätigt, dass zwischen den Variablen eine Beziehung in Niveaus existiert. Die Nullhypothese keiner Beziehung kann unabhängig vom Integrationsgrad der Variablen auf dem 1%-Signifikanzniveau ($F_{PSS} = 6,36$) verworfen werden.

Der negative Koeffizient für den Wechselkurs impliziert, dass eine reale Aufwertung zu einer Verschlechterung der Leistungsbilanz führt. Die Simulationsergebnisse belegen, dass ein Anstieg des realen Wechselkurses um 1 Prozentpunkt zu einer Verschlechterung der Leistungsbilanz um rund 0,3 Prozentpunkte führt.

Abbildung 16: Modellsimulation Griechenland



Darüber hinaus zeigt sich, dass Griechenland seit 2001 um rund 25 Prozent aufgewertet hat. Dies führte einerseits zu einem Verlust an preislicher Wettbewerbsfähigkeit und

einer Verringerung der Exporte. Ferner ging mit der dauerhaften realen Aufwertung ein positiver Vermögenseffekt einher, der sich infolge höherer Konsumausgaben und steigender Importe negativ auf die private Sparquote ausgewirkt hat. Aus der Modellsimulation geht hervor, dass allein die massive reale Aufwertung zu einer Leistungsbilanzverschlechterung von knapp 6 Prozentpunkten geführt hat. Hält man den Wechselkurs hingegen auf dem Niveau konstant, das Griechenland vor dem Beitritt zur Währungsunion aufwies, stabilisiert sich auch die Leistungsbilanzposition auf dem Niveau von 2001 (siehe Abbildung 16). Neben dem realen Wechselkurs wird die kurzfristige Anpassung der Leistungsbilanz zum langfristigen Gleichgewicht auch vom relativen Pro-Kopf-Einkommen determiniert. Die Simulationsergebnisse lassen sich so interpretieren, dass ein Wachstum im relativen Einkommen um 1 Prozent eine kurzfristige Verbesserung der Leistungsbilanzposition um rund 0,15 Prozentpunkte bewirkt. In das Fehlerkorrekturmodell wird ebenfalls eine Sprung-Dummy-Variable ab 1999 aufgenommen. Diese ist wie in Deutschland und Spanien allerdings auf keinem gewöhnlichen Niveau signifikant. Zudem zeigt sich auch für Griechenland, dass die Ergebnisse der Schätzung für ein verkürztes Datensample bis 2007, sowohl was die Stärke als auch die Signifikanz der Koeffizienten betrifft, ähnlich sind.

Aus dem Vergleich der Einzelgleichungsanalysen für die betrachteten Länder ergeben sich folgende zentrale Ergebnisse. Während die Entwicklung der privaten Investitionen in Deutschland und Spanien einen Großteil der Ungleichgewichte erklären kann, spielt sie für Griechenland keine entscheidende Rolle. Darüber hinaus ist die Leistungsbilanzentwicklung in Spanien und Deutschland auch auf die staatliche Defizitquote sowie demografische Veränderungen zurückzuführen. In der Analyse für Griechenland leisten diese Variablen keinen Erklärungsbeitrag. Die relative Einkommensentwicklung scheint in allen betrachteten Ländern mit der Leistungsbilanz zusammenzuhängen, wenngleich sie in Griechenland nur die Kurzfrisdynamik beeinflusst. Der langfristige Realzins hat hingegen lediglich in Spanien einen schwachen Einfluss auf die Leistungsbilanzposition. Während der reale effektive Wechselkurs in Deutschland keine wesentliche Rolle einnimmt, kann in Spanien für beide Modellspezifikationen ein signifikanter Einfluss festgestellt werden. In Griechenland ist der Erklärungsbeitrag des realen effektiven Wechselkurses für die Entwicklung der Leistungsbilanz hingegen sehr hoch einzuschätzen.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass im Rahmen dieser Analyse nicht alle Variablen einen signifikanten Einfluss auf die Entwicklung der Leistungsbilanz der betrachteten Länder aufweisen. Während in Deutschland und Spanien einige übereinstimmende Ergebnisse vorliegen, scheint es mit Griechenland hinsichtlich der Erklärungskraft der makroökonomischen Variablen nur geringfügig Gemeinsamkeiten zu geben, wobei dies möglicherweise auch auf das kleine Datensample zurückzuführen ist.

6 Zusammenfassung

Mit Beginn der Europäischen Währungsunion 1999 haben die Leistungsbilanzdivergenzen im Euroraum bis unmittelbar vor der Finanzkrise erheblich zugenommen. Die Entwicklung im Euroraum zeigt, dass sowohl die Höhe als auch die Persistenz der Ungleichgewichte bedeutend größer sind als noch in früheren Jahrzehnten. Während die südeuropäischen Länder wie etwa Spanien und Griechenland seit der Einführung des Euro massive Leistungsbilanzdefizite aufgebaut haben, hat sich die Leistungsbilanzposition vor allem in Deutschland stark verbessert. Der gesamte Euroraum weist hingegen trotz divergierender Leistungsbilanzsalden der einzelnen Länder im Beobachtungszeitraum eine ausgeglichene Position auf. Die deskriptive Analyse der Leistungsbilanzsalden macht deutlich, dass sich die außenwirtschaftlichen Ungleichgewichte in Deutschland und Spanien hauptsächlich mit den gegenläufigen Entwicklungen der Spar- und Investitionstätigkeiten im Privatsektor erklären lassen. Die Verringerung der staatlichen Budgetdefizite hat dem Aufbau der Ungleichgewichte in Spanien bis unmittelbar vor der Finanzkrise eher noch entgegen gewirkt. In Griechenland ist das Leistungsbilanzdefizit hauptsächlich auf die sinkenden Ersparnisse im Privatsektor zurückzuführen, wobei das steigende staatliche Budgetdefizit diese Entwicklung sogar verstärkt hat.

Auf Basis des intertemporalen Modells der Leistungsbilanz wurden im Rahmen einer Kointegrationsanalyse die Bestimmungsfaktoren der Leistungsbilanzsalden von Deutschland, Spanien und Griechenland für den Beobachtungszeitraum von 1971 bis 2009 empirisch untersucht. Die Analyse konzentrierte sich dabei auf ausgewählte makroökonomische Standardvariablen, die in der empirischen Literatur üblicherweise verwendet werden. Die Ergebnisse der Kointegrationsanalyse für Deutschland deuten darauf hin, dass die rückläufigen Investitionen des Privatsektors im Beobachtungszeitraum für den Aufbau der großen Leistungsbilanzüberschüsse verantwortlich sind. Die relative Einkommensentwicklung und demografische Veränderungen haben für sich genommen eher zu einer leichten Verschlechterung geführt, der Einfluss des staatlichen Budgetdefizits sowie des realen effektiven Wechselkurses ist hingegen als gering einzuschätzen. Die spanischen Leistungsbilanzdefizite sind im Wesentlichen auf den starken Anstieg der privaten Investitionen zurückzuführen, der sich vor allem in den Wohnungsbauinvestitionen widerspiegelt. Neben den privaten Investitionen hat auch die reale Aufwertung zum Aufbau von Leistungsbilanzdefiziten beigetragen. Zudem zeigt sich im Rahmen der Analyse, dass die relative Einkommensentwicklung sowie das staatliche Budgetdefizit einen signifikanten Einfluss auf die Leistungsbilanz haben. Der Erklärungsbeitrag demografischer Faktoren und des langfristigen Realzinses ist in Spanien eher schwach und variiert zwischen den Modellspezifikationen. Aus der Schätzung des Fehlerkorrekturmodells für Griechenland geht hervor, dass die massive reale Aufwertung seit der Euro-Einführung in Griechenland eine er-

hebliche Verschlechterung der Leistungsbilanz zur Folge hatte. Der Verlust an preislicher Wettbewerbsfähigkeit und der positive Vermögenseffekt einer realen Aufwertung führten zu einer Verringerung der privaten Ersparnisse. Die Modellsimulation belegt zudem, dass sich die griechische Leistungsbilanzposition bei einem konstanten realen Wechselkurs auf dem Niveau von 2001 stabilisiert hätte. Die übrigen Variablen scheinen im Beobachtungszeitraum in Griechenland keinen wesentlichen Erklärungsbeitrag zu leisten.

Die Ergebnisse der empirischen Analyse belegen zwar, dass die Ungleichgewichte durch die verwendeten makroökonomischen Variablen erklärt werden können. Allerdings unterscheiden sich die Ergebnisse im Vergleich der einzelnen Länder sowohl hinsichtlich der signifikanten Variablen als auch deren Erklärungskraft zum Teil erheblich.

Für die Bewertung der Tragfähigkeit von Leistungsbilanzsalden sowie der Auslandsvermögensposition ist neben den Bestimmungsfaktoren der Leistungsbilanz auch die Struktur der akkumulierten Kapitalströme von Bedeutung, auf deren Analyse im Rahmen dieser Arbeit aus Platzgründen verzichtet wurde. Die persistent hohen Leistungsbilanzdefizite von Spanien und Griechenland seit Mitte der 1990er Jahre haben jedoch zu einem kontinuierlichen Anstieg der Auslandsverschuldung geführt, dessen Ausmaß als nicht-nachhaltig angesehen werden kann. Diese Entwicklung spiegelt sich aufgrund einer Verschlechterung der Kreditwürdigkeit in einem zunehmenden Vertrauensverlust an den Kapitalmärkten wider, was neben einer Verschuldungskrise auch die Gefahr spekulativer Attacken birgt. Zudem belegt die Analyse, dass das Ausmaß der Schuldenentwicklung in den südeuropäischen Ländern neben den staatlichen Budgetdefiziten hauptsächlich auf die hohe Verschuldung der privaten Haushalte zurückzuführen ist. Derartige Fehlentwicklungen sind in einem gemeinsamen Währungsraum allerdings nicht allein für die Defizitländer als problematisch anzusehen. Die erforderlichen makroökonomischen Korrektur- und Anpassungsmaßnahmen werden mit einer Verringerung der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage und einem schwachen Wirtschaftswachstum in den Defizitländern einhergehen. Aufgrund der Ausstrahlungseffekte über die verflochtenen internationalen Güter- und Finanzmärkte dürfte dies auch negative Folgen für die Überschussländer und die gesamte Europäische Währungsunion haben. Neben einer nachhaltigen Verringerung der divergierenden Leistungsbilanzsalden ist es somit dringend erforderlich, geeignete Maßnahmen zu ergreifen, um die außenwirtschaftliche Stabilität in Zukunft zu sichern.

Anhang

Tabelle 5: Augmented Dickey Fuller (ADF) Einheitswurzeltests

Deutschland (Sample 1971-2009)

Variable	Niveau			Erste Differenzen			Integrations- ordnung
	Spezifikation	Lags	Test-Statistik	Spezifikation	Lags	Test-Statistik	
$\frac{CA}{Y}$	<i>K</i>	1	-1,98	–	–	-4,5***	<i>I</i> (1)
$\frac{S-I}{Y}$	<i>K</i>	–	-4,39***	–	–	-7,9***	<i>I</i> (0)
$\frac{I}{Y}$	<i>K</i>	1	-2,25	–	–	-3,01***	<i>I</i> (1)
<i>GDPpc</i>	<i>K, Trend</i>	–	-2,22	<i>K, Trend</i>	–	-5,52***	<i>I</i> (1)
<i>REERulc</i>	<i>K, Trend</i>	1	-3,09	<i>K</i>	–	-4,88***	<i>I</i> (1)
<i>RIR</i>	<i>K</i>	–	-2,76*	–	–	-6,41***	<i>I</i> (1)
<i>DepRatio</i>	<i>K</i>	1-4	-2,78*	–	1-3	-1,94*	<i>I</i> (1)

Spanien (Sample 1975-2009)

Variable	Niveau			Erste Differenzen			Integrations- ordnung
	Spezifikation	Lags	Test-Statistik	Spezifikation	Lags	Test-Statistik	
$\frac{CA}{Y}$	<i>K</i>	1	-2,97*	–	1-2	-4,1***	<i>I</i> (1)
$\frac{S-I}{Y}$	<i>K</i>	1	-2,43	–	–	-2,18**	<i>I</i> (1)
$\frac{I}{Y}$	<i>K, Trend</i>	1	-3,11	–	1	-2,19**	<i>I</i> (1)
<i>GDPpc</i>	<i>K, Trend</i>	–	-3,08	<i>K</i>	–	-2,66*	<i>I</i> (1)
<i>REERulc</i>	<i>K</i>	1	-1,56	–	–	-5,23***	<i>I</i> (1)
<i>RIR</i>	<i>K</i>	–	-3,55**	–	–	-5,95***	<i>I</i> (0)
<i>DepRatio</i>	<i>K</i>	1-4	-2,64*	–	1-3	-1,56	<i>I</i> (0)

Griechenland (Sample 1975-2009)

Variable	Niveau			Erste Differenzen			Integrations- ordnung
	Spezifikation	Lags	Test-Statistik	Spezifikation	Lags	Test-Statistik	
$\frac{CA}{Y}$	<i>K</i>	–	-1,15	–	–	-4,78***	<i>I</i> (1)
$\frac{S-I}{Y}$	<i>K</i>	–	-1,51	–	–	-5,01***	<i>I</i> (1)
$\frac{I}{Y}$	<i>K</i>	–	-1,45	–	–	-4,58***	<i>I</i> (1)
<i>GDPpc</i>	<i>K, Trend</i>	1	-2,67	<i>K</i>	–	-2,81*	<i>I</i> (1)
<i>REERulc</i>	<i>K, Trend</i>	–	-2,27	<i>K</i>	–	-5,25***	<i>I</i> (1)
<i>RIR</i>	<i>K</i>	–	-1,54	–	–	-5,94***	<i>I</i> (1)
<i>DepRatio</i>	<i>K</i>	1-4	-2,71*	<i>K</i>	1,2,4	-0,98	<i>I</i> (0)

Anmerkung: *K* zeigt an, dass im ADF-Test eine Konstante verwendet wurde.

Literatur

- BANERJEE, A., DOLADO, J.J., GALBRAITH, J.W. und HENDRY, D.F. (1993): "Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data," *Oxford University Press, Oxford*.
- BANERJEE, A., DOLADO, J.J., HENDRY, D.F. und SMITH, G. (1986): "Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: some Monte-Carlo-evidence," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, S. 253-277.
- BANERJEE, A., DOLADO, J.J. und MESTRE, R. (1998): "Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework," *Journal of Time Series Analysis*, 19, S. 267-283.
- BARNES, S., LAWSON, J. und RADZIWIŁ, A. (2010): "Current Account Imbalances in the Euro Area: A Comparative Perspective," OECD Economics Department Working Papers, No. 826.
- BERNANKE, B.S. (2005): "The Global Savings Glut and the U.S. Current Account Deficit," Homer Jones Lecture, St. Louis, Missouri, April 14.
<http://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2005/20050414/default.htm>
- BOSWIJK, H. (1991): "Testing for Cointegration in Structural Models," Report AE 7/91, University of Amsterdam.
- BRISSIMIS, S.N., HONDROYIANNIS, C., PAPAZOGLU, C., TSAVEAS, N.T. und VASARDANI, M.A. (2010): "Current Account Determinants and External Sustainability in Periods of Structural Change," ECB Working Paper 1243.
- BUSSIÈRE, M., FRATZSCHER, M. und MÜLLER, G.J. (2004): "Current Account Dynamics in OECD and EU Acceding Countries - An Intertemporal Approach," ECB Working Paper 311.
- CALDERON, C.A., CHONG, A. und LOAYZA, N.V. (2002): "Determinants of Current Account Deficits in Developing Countries," *Contributions to Macroeconomics*, 2(1), Article 2.
- CA' ZORZI, M., CHUDIK, A. und DIEPPE, A. (2009): "Current Account Benchmarks for Central and Eastern Europe: a Desperate Search?," ECB Working Paper 995.
- CA' ZORZI, M. und RUBASZEK, M. (2008): "On the Empirical Evidence on the Intertemporal Current Account Model for the Euro Area Countries," ECB Working Paper 895.

- CHEUNG, C., FURCERI, D. und RUSTICELLI, E. (2010): "Structural and cyclical factors behind current-account balances," OECD Economics Department Working Papers, No. 775.
- CHINN, M.D. und ITO, H. (2007): "Current Account Balances, Financial Development and Institutions: Assaying the World 'Saving Glut'," *Journal of International Money and Finance*, 26, S. 546-569.
- CHINN, M. und PRASAD, E. (2003): "Medium Term Determinants of Current Accounts in Industrial and Developing Countries: An Empirical Exploration," *Journal of International Economics*, 59, S. 47-76.
- DEBELLE, G. und FARUQEE, H. (1996): "What determines the current account? A cross-sectional and panel approach," IMF Working Paper, No. 58.
- DECRESSIN, J. und STAVREV, E. (2009): "Current Accounts in a Currency Union," IMF Working Paper, No. 09/127.
- DEUTSCHE BUNDESBANK (2006): "Determinanten der Leistungsbilanzentwicklung in den mittel- und osteuropäischen EU-Mitgliedsländern und die Rolle deutscher Direktinvestitionen," Monatsbericht Januar 2006.
- DICKEY, D.A. und FULLER, W.A. (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, S. 427-431.
- DULLIEN, S. (2010): "Ungleichgewichte im Euro-Raum. Akuter Handlungsbedarf auch für Deutschland," WISO Diskurs, Friedrich-Ebert-Stiftung.
- ENDERS, W. (2004): *Applied Econometric Time Series*. Wiley Series in Probability and Statistics, second edition.
- ENGLE, R.F. und GRANGER, C.W.J. (1987): "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, S. 251-276.
- EUROPÄISCHE GEMEINSCHAFT (1996): "Verordnung (EG) Nr. 2223/96 des Rates vom 25. Juni 1996 zum Europäischen System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen auf nationaler und regionaler Ebene in der Europäischen Gemeinschaft," Stand 30. Oktober 2003.
- EUROPÄISCHE UNION (2008): "Konsolidierte Fassungen des Vertrags über die Europäische Union und des Vertrags über die Arbeitsweise der Europäischen Union," *Amtsblatt der Europäischen Union*, 51. Jahrgang.

- FELDSTEIN, M. und HORIOKA, C. (1980): "Domestic Savings and International Capital Flows," *Economic Journal*, 90, S. 314-329.
- FELDSTEIN, M. (1997): "The Political Economy of the European Economic and Monetary Union: Political Sources of an Economic Liability," *Journal of Economic Perspectives*, 11(4), S. 23-42.
- FLASCHEL, P., GROH, G. und PROAÑO, C. (2008): *Keynesianische Makroökonomik. Unterbeschäftigung, Inflation und Wachstum*. Springer-Verlag, 2. Auflage.
- GRUBER, J.W. und KAMIN, S.B. (2007): "Explaining the Global Pattern of Current Account Imbalances," *Journal of International Money and Finance*, 26, S. 500-522.
- HARMS, P. (2009): *Internationale Makroökonomik*. Mohr Siebeck Tübingen.
- HASSLER, U. (2004): "Leitfaden zum Testen und Schätzen von Kointegration," in *Arbeiten mit ökonometrischen Modellen*, Gaab, H., Heilemann, U. und Wolters, J., Studies in Contemporary Economics, S. 85-115, Physica Verlag.
- HERRMANN, S. und JOCHEM, A. (2005): "Determinants of current account developments in the central and east European EU member states - consequences for the enlargement of the euro area," *Economic Studies* 32, Deutsche Bundesbank.
- HOLINSKI, N., KOOL, C. und MUYSKEN, J. (2010): "Origins of Persistent Macroeconomic Imbalances in the Euro Area," Utrecht School of Economics, Tjalling C. Koopmans Research Institute, Discussion Paper Series, 10-12.
- JAUMOTTE, F. und SODSRIWIBOON, P. (2010): "Current Account Imbalances in the Southern Euro Area: Causes, Consequences and Remedies," IMF Working Paper, No. 10/139.
- KIRCHGÄSSNER, G. und WOLTERS, J. (2006): *Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse*. Verlag Franz Vahlen München.
- KRUGMAN, P. und OBSTFELD, M. (2009): *Internationale Wirtschaft. Theorie und Politik der Außenwirtschaft*. Pearson Studium, 8., aktualisierte Auflage.
- MACKINNON, J.G. (1991): "Critical Values for Co-Integration Tests," in *Long-Run Economic Relationships*, Engle, R.F. und Granger, C.W.J., Oxford University Press, S. 267-276.
- MANKIW, N. (2003): *Makroökonomik*. Schäffer-Poeschel Verlag Stuttgart, 5. Auflage.

- MODIGLIANI, F. und BRUMBERG, R. (1954): "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-section Data," in *Post Keynesian Economics*, Kurihara, K.K., Rutgers University Press, New Brunswick, NJ.
- OBSTFELD, M. und ROGOFF, K. (1995): "The Intertemporal Approach to the Current Account," in *Handbook of International Economics*, Grossmann, G. und Rogoff, K., Vol. III, Elsevier.
- OBSTFELD, M. und ROGOFF, K. (1999): *Foundations of International Macroeconomics*. MIT Press, Cambridge, MA.
- PERRON, P. (1988): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, S. 297-332.
- PESARAN, M.H., SHIN, Y.C., und SMITH, R.J. (2001): "Bounds Testing Approaches to the Analysis of level relationships," *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), S. 289-326.
- PHILLIPS, P.C.B. und PERRON, P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions," *Biometrika*, 75, S. 335-346.
- SACHS, J. (1981): "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, S. 201-268.