

Schimmelpfennig, Axel

Working Paper — Digitized Version

Die deutsche Vereinigung und das Leistungsbilanzdefizit: Eine ökonometrische Analyse der USA und Deutschlands

Kiel Working Paper, No. 788

Provided in Cooperation with:

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

Suggested Citation: Schimmelpfennig, Axel (1997) : Die deutsche Vereinigung und das Leistungsbilanzdefizit: Eine ökonometrische Analyse der USA und Deutschlands, Kiel Working Paper, No. 788, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/46822>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Kieler Arbeitspapiere

Kiel Working Papers

Kieler Arbeitspapier Nr. 788

Die deutsche Vereinigung und das Leistungsbilanzdefizit
Eine ökonometrische Analyse der USA und Deutschlands*

von

Axel Schimmelpfennig**



Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel
The Kiel Institute of World Economics

Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120
24105 Kiel

Kieler Arbeitspapier Nr. 788

**Die deutsche Vereinigung und das Leistungsbilanzdefizit
Eine ökonometrische Analyse der USA und Deutschlands***

von

Axel Schimmelpfennig**

Januar 1997

727709

Für Inhalt und Verteilung der Kieler Arbeitspapiere ist der Autor verantwortlich, nicht das Institut. Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregungen und Kritik direkt an den Autor zu wenden und etwaige Zitate vorher mit ihm abzustimmen.

* Dank für hilfreiche Kommentare gilt Andreas Gröhn, Henning Klodt, Ingo Thomas und besonders Gerd Hansen. Verbleibende Fehler gehen zu Lasten des Autors.

** Axel Schimmelpfennig; Institut für Weltwirtschaft, D-24100 Kiel; Tel. 0431 / 8814 - 245; e-mail: axel.schimmelpfennig@ifw.uni-kiel.de.

Abstract

The German current account balance has moved from surplus to deficit in the course of unification. A theoretical model for the current account, encompassing the elasticities, the monetary, and the absorptions approach, is set up and tested for Germany and the United States, using cointegration analysis. In addition, private savings are modelled by a life-cycle model nested in a model of overlapping generations. A country's private and government savings are identified as the major factors driving the current account. Private savings are explained by the specified model. The concept of a primary deficit as well as the concept of half- and full-debt-cycles are used to argue that the German current account deficit can easily move from sustainability to unsustainability in the near future.

Keywords (Classification System, Journal of Economic Literature):

C3 Econometric Method: Multiple/Simultaneous Equation Models

C32 Time-Series Models

F4 Macroeconomic Aspects of International Trade and Finance

H6 National Budget, Deficit and Debt

H62 Deficit

Inhalt

1	Einführung	1
2	Die Theorie der Leistungsbilanz	3
2.1	<i>Definitionen und Identitäten</i>	3
2.2	<i>Der Elastizitätenansatz</i>	5
2.3	<i>Der Monetaristische Ansatz</i>	7
2.4	<i>Der Absorptionsansatz</i>	8
2.5	<i>Ein Modell der Leistungsbilanz in 2 Gleichungen</i>	12
3	Empirische Ergebnisse für die USA und Deutschland	15
3.1	<i>Die Leistungsbilanzgleichung</i>	16
3.2	<i>Die Ersparnisgleichung</i>	19
3.3	<i>Weitere statistische Tests</i>	22
3.4	<i>Zusammenfassung der Ergebnisse</i>	25
4	Implikationen für die deutsche Wirtschaftspolitik	26
4.1	<i>Das Leistungsbilanzdefizit als 'Kredit' für die Kosten der Vereinigung</i>	26
4.2	<i>Die Nachhaltigkeit der Leistungsbilanzentwicklung</i>	28
4.3	<i>Half- und Full-Debt-Cycles</i>	30
Anhang		34
Anhang 1:	<i>Ökonometrische Methoden</i>	34
Anhang 2:	<i>Beschreibung der Verwendeten Daten</i>	38
Anhang 3:	<i>Ergebnisse der Tests auf Integration</i>	40
Anhang 4:	<i>Ergebnisse der Tests auf schwache Exogenität</i>	42
Bibliographie		44
Statistische Quellen		47

1 Einführung

Mit der deutschen Vereinigung im Jahre 1990 hat die Entwicklung der deutschen Leistungsbilanz eine deutliche Wende erfahren. In den 70er Jahren waren Leistungsbilanzdefizite bis auf die Zeit während des zweiten Ölpreisschocks eine Ausnahme. Die 80er Jahre sind durch hohe Überschüsse charakterisiert. Seit der deutschen Vereinigung hat sich der Saldo der Leistungsbilanz deutlich passiviert und zeigt noch keine Tendenz zur Umkehr. In der Öffentlichkeit wird diskutiert, ob das derzeitige Leistungsbilanzdefizit Deutschlands mit zukünftigen Wohlfahrtseinbußen verbunden ist.

Zunächst kann gefragt werden, über welche Mechanismen ein exogener Schock wie die deutsche Vereinigung auf die Leistungsbilanz eines Landes wirken kann. Betrachtet man neben Deutschland auch die USA, so fallen drei stilisierte Fakten auf, die einen Hinweis auf die Wirkung eines solchen Schocks geben können.

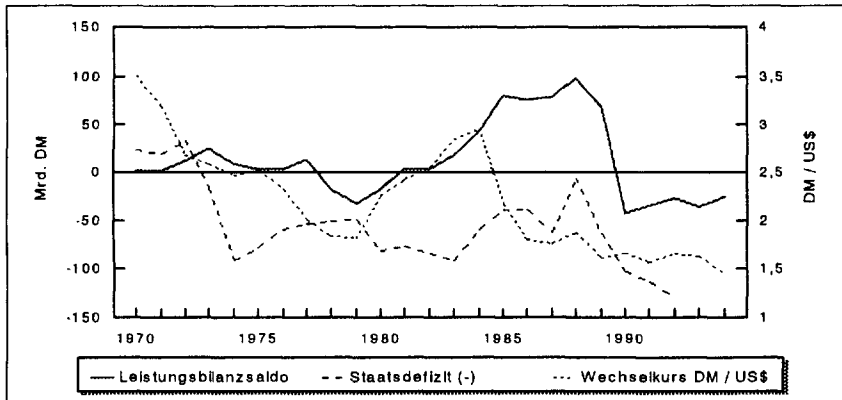
Anfang der 80er Jahre koinzidierten drei Phänomene in den USA: (i) Die Angebotspolitik des neugewählten Präsidenten Reagan führte zu einem explodierenden Staatsdefizit;¹ (ii) der US-Dollar hatte stark aufgewertet; (iii) der Saldo der Leistungsbilanz hatte sich nach einer Zeit ausgeglichener bis positiver Salden dauerhaft passiviert.²

¹ Präsident Reagan wollte die Eingriffe des Staats in das Wirtschaftsleben minimieren. Tatsächlich kam es zu einem explodierenden Staatsdefizit, da zwar einige Ausgaben — vor allem im Sozialbereich — gekürzt wurden, andere dafür drastisch stiegen, vor allem im Verteidigungsbereich. Daneben sanken die Staatseinnahmen durch eine Senkung der Steuerbelastung.

² Eine Ausnahme ist die kurze positive Spitze im Zuge des Golfkriegs, ausgelöst durch die hohen Zahlungen aus dem Ausland für das amerikanische Engagement innerhalb der UNO.

Wie **Schaubild 1** zeigt, vollzog sich in den 90er Jahren ein ähnlicher Prozeß in Deutschland: (i) Ausgelöst durch die deutsche Vereinigung hat sich das Staatsdefizit stark ausgedehnt; (ii) die D-Mark hat stetig aufgewertet; (iii) der Saldo der Leistungsbilanz war 1990 nach fast zehn Jahren erstmals wieder negativ.

Schaubild 1: Entwicklung von Leistungsbilanz, Staatsdefizit und Wechselkurs Deutschlands



Quelle: IWF. International Financial Statistics. CD-Rom. Juli 1996.

Diese Arbeit untersucht, inwieweit ein theoretischer und empirischer Wirkungszusammenhang zwischen den stilisierten Fakten existiert. Abschnitt 2 stellt drei traditionelle Ansätze zur Erklärung der Leistungsbilanz vor: den Elastizitäten-, den monetaristischen und den Absorptionsansatz. Sie werden in einem gemeinsamen Modell zusammengeführt und für Deutschland und die USA mit Hilfe der Kointegrationsanalyse in Abschnitt 3 getestet. Ziel ist es, die für beide Länder

relevanten Einflußfaktoren zu identifizieren. Neben der Bundesrepublik wird die USA herangezogen, da sie eine ähnliche Erfahrung aufweist, um dadurch die empirischen Ergebnisse auf eine breitere Grundlage zu stellen. Auf Basis der theoretischen und empirischen Ergebnisse wird abschließend in Abschnitt 4 untersucht, inwieweit das derzeit zu beobachtende Leistungsbilanzdefizit für die Bundesrepublik ein Problem darstellt. Dabei wird auf das Konzept der Primärüberschußquote sowie auf die Unterscheidung von SIEBERT (1989) in Half- und Full-Debt-Cycles zurückgegriffen.

2 Die Theorie der Leistungsbilanz

2.1 Definitionen und Identitäten

Die Leistungsbilanz ist eine Teilbilanz der Zahlungsbilanz. Sie ist in die Handels-, die Dienstleistungsbilanz, die Bilanz der Erwerbs- und Vermögenseinkommen und in die Bilanz einseitiger Übertragungen gegliedert (**Schaubild 2**).³ Diese vier Teilbilanzen zusammen reagieren auf unterschiedliche Faktoren. Mit BOSWORTH (1993, S. 32) wird angenommen, daß die Leistungsbilanz anhand der ökonomischen Determinanten der Handels- und Dienstleistungsbilanz und der Bilanz der Erwerbs- und Vermögenseinkommen bestimmt wird.⁴

³ Die Bundesbank hat die Gliederung der Leistungsbilanz seit Anfang 1995 geändert, um dem erhöhten internationalen Kapitalverkehr Rechnung zu tragen. Aus der Dienstleistungsbilanz wurde eine Bilanz der Erwerbs- und Vermögenseinkommen ausgegliedert. Vgl. DEUTSCHE BUNDESBANK: März 1995.

⁴ Buchungen in der Bilanz der einseitigen Übertragungen sind zu einem großen Teil nicht ökonomisch motiviert und insofern als exogen zu verstehen.

Schaubild 2: Schematische Darstellung der Zahlungsbilanz

	<i>Saldo Deutschland 1995 (Mio DM)</i>
Leistungsbilanz	-24.909
Außenhandel	91.137
Ergänzungen zum Warenverkehr	-5.783
Dienstleistungen	-50.276
Erwerbs- und Vermögenseinkommen	-2.029
Laufende Übertragungen	-57.958
Vermögensübertragungen	-862
Kapitalbilanz	55.843
Saldo der statistisch nicht aufgliederbaren Transaktionen	-12.318
Veränderungen der Netto-Auslandsaktiva der Bundesbank (Transaktionswerte)	17.754
Quelle: DEUTSCHE BUNDESBANK. 1996.	

Geht man von der Verwendungsseite aus, so gilt für das Bruttoinlandsprodukt Y die Identität⁵

$$(1) \quad Y = C + I + G + (X - M + EV + Tr).$$

⁵ Die verwendeten Symbole entsprechen den gängigen Definitionen: C ist der private Konsum, I sind die Investitionen, G ist der Staatskonsum, X sind die Exporte und M die Importe. EV ist der Saldo der Erwerbs- und Vermögensbilanz und Tr der Saldo der Übertragungsbilanz aus Sicht des Inlands; d.h., erhält das Inland mehr Übertragungen als es gibt, ist der Saldo positiv.

Der Saldo der Leistungsbilanz LB entspricht $LB = X - M + EV + Tr$. Berücksichtigt man die Erhebung von Steuern T , so ist die inländische Ersparnis S gegeben durch $S = Y - C - T$. Damit lassen sich die im folgenden relevanten Zusammenhänge schreiben als:

$$(2) \quad LB = X - M + EV + Tr = S - I + (T - G).$$

Der Leistungsbilanzsaldo ist *ex post* gleich der inländischen Nettoersparnis, die sich aus der Ersparnis des privaten Sektors ($S - I$) und der Ersparnis des Staats ($T - G$) zusammensetzt. Die Einflußfaktoren der Leistungsbilanz werden in den Determinanten der Absorption — also Konsum, Investition und Staatskonsum — zu suchen sein.

2.2 Der Elastizitätenansatz

Der Elastizitätenansatz identifiziert den Wechselkurs als Bestimmungsfaktor der Leistungsbilanz, da er den Preis für gehandelte Güter im Nachfrageland beeinflusst.⁶ Der Ansatz basiert auf normalen Mengenreaktionen der Nachfrager bei Preisänderungen: die Nachfrage ist negativ vom Preis abhängig [LEE/STONE, 1994, S. 29f]. Die Betrachtung ist rein partialanalytisch; Wirkungen von Wechselkursänderungen auf andere volkswirtschaftliche Größen, die die Leistungsbilanz ebenfalls beeinflussen, werden vernachlässigt.⁷

⁶ Der Elastizitätenansatz — wenn er auf dem nominalen Wechselkurs aufbaut — kann nur bei flexiblen Wechselkursen Erklärungspotential haben, da seine Bewegungen als Antwort auf Ungleichgewichte den Kern der Hypothese ausmachen. MCKINNON (1990, S. 27) definiert: „... a floating exchange rate is one where domestic monetary policy is not adjusted (subordinated) to keeping the nominal exchange rate constant.“

⁷ Für eine ausführlichere Liste von Annahmen siehe z.B. LEE/STONE, 1994, S. 30.

Man spricht von einer Normalreaktion der Leistungsbilanz, wenn ihr Saldo im Fall einer Aufwertung sinkt und im Fall einer Abwertung steigt. Abstrahiert man von internationalem Kapitalverkehr, muß der Saldo der Devisenbilanz dem der Leistungsbilanz entsprechen. Bei einem anfänglichen Leistungsbilanzsaldo von Null wirken Ungleichgewichte über den Devisenmarkt auf den Wechselkurs: Ein Leistungsbilanzdefizit z.B. impliziert eine Überschußnachfrage nach Devisen, die zu einer Abwertung führt, wodurch das Leistungsbilanzdefizit wieder abgebaut wird.

Ausgehend von Marshall'schen Nachfragefunktionen können Bedingungen für die Normalreaktion der Leistungsbilanz hergeleitet werden. Die allgemeinste Form ist die *Bickerdike-Bedingung*. Danach kommt es zu einer Normalreaktion, wenn Ungleichung (3) erfüllt ist [NIEHANS, 1986, S. 72]:

$$(3) \quad \frac{\varepsilon_x \varepsilon_m (\eta_x + \eta_m + 1) - \eta_x \eta_m (\varepsilon_x + \varepsilon_m + 1)}{(\eta_x - \varepsilon_x)(\eta_m - \varepsilon_m)} > 0.$$

η kennzeichnet die Angebotselastizitäten und ε Nachfrageelastizitäten. Die Indizes x und m beziehen sich auf Exporte und Importe respektive. Die häufiger zu findende *Marshall-Lerner-Bedingung* läßt sich aus der Bickerdike-Bedingung durch Bildung des Limes ableiten. Für die Marshall-Lerner-Bedingung wird zusätzlich die Annahme unendlicher Angebotselastizitäten gemacht; es resultiert die bekannte Form $|\varepsilon_x| + |\varepsilon_m| > 1$.

Der Elastizitätenansatz kann auf zwei Wegen getestet werden. Zum einen können die Angebots- und Nachfrageelastizitäten einzelner Länder berechnet werden. Erfüllen sie die angeführten Bedingungen, so kommt es zu einer Normalreaktion der Leistungsbilanz. Zum anderen kann die Richtung und die Signifikanz des

Einflusses, den der Wechselkurs auf die Leistungsbilanz haben kann, direkt getestet werden.

Die Frage, ob der Wechselkurs einen Einfluß auf die Leistungsbilanz hat, soll von der Frage, ob der Wechselkurs zum Leistungsbilanzausgleich führt, getrennt werden. Zunächst kann untersucht werden, ob eine Variable die andere beeinflusst. Soll der Wechselkurs zum Leistungsbilanzausgleich beitragen, so muß zusätzlich ein Feedback zwischen beiden Variablen bestehen: Ein Ungleichgewicht in der Leistungsbilanz wirkt über den Devisenmarkt auf den Wechselkurs. Der Wechselkurs wirkt dann mit einem positiven Vorzeichen auf den Leistungsbilanzsaldo.

2.3 Der Monetaristische Ansatz

Im monetaristischen Ansatz werden Leistungsbilanzsalden durch temporäre Ungleichgewichte auf den Geldmärkten miteinander handelnder Volkswirtschaften erklärt [WILLMS, 1992, S. 85]. Die Argumentation kann auf HUME's Price Specie Flow Mechanismus (1752) zurückgeführt werden. Obwohl auch reale Faktoren Einfluß auf die Leistungsbilanz haben, ist sie letztlich ein monetäres Phänomen und sollte daher anhand von Geldangebot und -nachfrage analysiert werden.

Unterstellt man eine realkassenabhängige Nachfrage, kommt es zu einem automatischen Leistungsbilanzausgleich, da Leistungsbilanzsalden zu einem Ungleichgewicht in der Realkassenhaltung führen. Geht man von einer ausgeglichenen Leistungsbilanz aus, so spiegeln sich entstehende Ungleichgewichte in der Devisenbilanz wider. Bei fixen Wechselkursen verändert sich der Devisenbestand, bei flexiblen reagiert der Wechselkurs. In beiden Fällen ändert sich die reale Geldmenge im Inland — im ersten Fall über die Basisgeldmenge, im zweiten über das inländische Preisniveau. Damit ist die Realkassenhaltung der

Wirtschaftssubjekte aus ihrem Gleichgewicht gebracht; Realkasse wird durch das Ausgabeverhalten auf- oder abgebaut. Da sich das Ausgabeverhalten auch im Außenhandel niederschlägt, kommt es zu einem Ausgleich der Leistungsbilanz.

Da die Realkassenhaltung alternativ zum beschriebenen endogenen Mechanismus durch die Geldpolitik gestört werden kann, ist ein negativer Einfluß des exogenen Geldangebots auf die Leistungsbilanz zu vermuten. Es kann also zunächst untersucht werden, ob die Geldmenge eine Determinante der Leistungsbilanz ist.

2.4 Der Absorptionsansatz

Der Absorptionsansatz wird zweifach unterteilt. Ursprünglich beschreibt auch er einen automatischen Leistungsbilanzausgleich über eine einkommensabhängige Güternachfrage. Darauf aufbauend wird die Leistungsbilanz als Reflex der intertemporalen Konsum- und Sparentscheidung einer Volkswirtschaft gesehen.

Bei kurzfristig rigiden Preisen findet ein automatischer Ausgleich der Leistungsbilanz über den Exportmultiplikator statt. Exogene Veränderungen in den Exporten eines Landes wirken über das inländische Einkommen auf die inländische Nachfrage (Absorption) und damit über das Importverhalten auf die Leistungsbilanz zurück. Neben dem inländischen Einkommen wirkt das Einkommen des Rests der Welt auf den Saldo der Leistungsbilanz. Während das inländische Einkommen einen negativen Einfluß auf den Saldo hat, ist der des ausländischen Einkommens positiv.

Aus dem Absorptionsansatz heraus ist eine Forschungsrichtung erwachsen, die die Bedeutung der Ersparnisbildung eines Landes für die Leistungsbilanz betont. Wie mit Gleichung (2) gezeigt, ist der Saldo der Leistungsbilanz — bei ausgeglichener Devisenbilanz — stets identisch mit der Nettoersparnis eines Landes

[vgl. auch DORNBUSCH, 1980, S. 20 ff.]. Dieser Ansatz läßt damit explizit internationalen Kapitalverkehr zu.

Die Wirkung der Nettoersparnis auf die Leistungsbilanz kann beispielsweise über einen Zins- und/oder Wechselkursmechanismus laufen: Eine negative Nettoersparnis bedeutet, daß die inländische Nachfrage größer als die inländische Ersparnis ist. Folglich sollte der inländische Zins tendenziell steigen. Dadurch kommt es zu einem Nettokapitalimport. Bei flexiblen Wechselkursen wertet die inländische Währung aufgrund einer Überschußnachfrage auf. Darauf reagiert die Güternachfrage durch Substitution von inländischen Gütern durch ausländische, die Leistungsbilanz passiviert sich. [BOSWORTH, 1993, S. 14]

Die Kausalität muß allerdings nicht notwendigerweise über den Wechselkursmechanismus laufen. Will ein Land in der Gegenwart mehr konsumieren als es produziert, muß die Differenz durch ein Defizit in der Leistungsbilanz gedeckt werden. Damit ist die Leistungsbilanz allerdings nicht durch rein exogene Faktoren erklärt. Dazu muß die Nettoersparnis auf exogene Faktoren zurückgeführt werden, die nicht durch die Leistungsbilanz beeinflusst werden [BOSWORTH, 1993, S. 13], ansonsten enthält der Absorptionsansatz keinerlei Erklärungspotential, wie TSIANG (1961, S. 934) bereits kritisierte. Die Nettoersparnis eines Landes wird im folgenden durch das Sparverhalten des privaten und des staatlichen Sektors erklärt.

Der verbreitetste Ansatz zur Erklärung des *Sparverhaltens des privaten Sektors* ist das *Lebenszyklus-Modell*⁸ [ANDO/MODIGLIANI, 1963], erweitert um ein Modell sich überlappender Generationen. Demnach ist Sparen als Residuum der Konsumententscheidung anzusehen; es dient der intertemporalen Glättung des Konsumstroms [SANTILLÁN, 1991, S. 7]. Entsprechend den Präferenzen der Wirtschaftssubjekte werden unter Berücksichtigung der intertemporalen Budgetrestriktion positive und negative Ersparnisse eingesetzt, um den intertemporalen Konsumstrom nutzenoptimal zu gestalten. Zum Zeitpunkt t leben mehrere, sich überlappende Generationen. Die Nettoersparnis eines Landes ergibt sich aus der Nutzenmaximierung in Abhängigkeit folgender Faktoren: (i) *Altersstruktur der Bevölkerung*: Wirtschaftssubjekte bilden in ihrer Jugend positive Ersparnisse, um für die passive Periode, in der sie entsparen, vorzusorgen. Aufgrund veränderter Einstellungen können aufeinanderfolgende Generationen verschiedene Sparneigungen haben. (ii) *Einkommen*: Generell kann eine positive Abhängigkeit der Ersparnis von der Höhe des Einkommens unterstellt werden, da in allen Lebensperioden, also auch der passiven, mehr konsumiert werden soll. (iii) *Inflation* entwertet die Ersparnis und mindert damit zukünftigen Konsum. Um dies auszugleichen, kann die Ersparnis erhöht werden. Ist die Unsicherheit über den zukünftigen Wert der Inflation zu groß, kann die Ersparnis auch gesenkt werden. Der Nettoeffekt ist unbestimmt. (iv) *Kapitalverzinsung*: Die Wirkung des Zinses läßt sich in einen Substitutionseffekt und einen Einkommenseffekt gliedern. Mit steigendem Zins wird der Zukunftskonsum relativ billiger und daher zu Lasten des Gegenwartskonsums erhöht (Substitutionseffekt). Ein Zinsanstieg erhöht aber auch den Gegenwartswert des Lebensinkommens, was zu einer Erhöhung des

⁸ SACHS/LARRAIN (1993, S. 83 ff.) geben eine verbale Einführung in das Lebenszyklus-Modell.

Konsums in beiden Perioden führt (Einkommenseffekt). Es wird im allgemeinen angenommen, daß der Substitutionseffekt den Einkommenseffekt dominiert. Eine Erhöhung des Zinses führt dann zu einer Erhöhung der Ersparnis.⁹ (v) *Zeitpräferenzrate*:¹⁰ Je höher die Zeitpräferenzrate eines Individuums, desto weniger Ersparnis wird es bilden. (vi) *Staatsverschuldung*: Dies betrifft die Frage der Ricardianischen Äquivalenz, die im folgenden diskutiert wird.

Nimmt man an, daß sich alle Unternehmen im Besitz der privaten Haushalte befinden, kann die Ersparnis der Unternehmen für die Untersuchung der Bestimmungsgrößen der Nettoersparnis eines Landes vernachlässigt werden. Die Haushalte sehen die Ersparnis der Unternehmen als Teil ihrer eigenen an. Sie passen ihre private Ersparnis so an, daß die nutzenoptimale Ersparnis erreicht wird [SACHS/LARRAIN, 1993, S. 110].¹¹

Das Konzept der *Twin Deficits* wurde im Verlauf der 80er Jahre im Zusammenhang mit dem explodierenden Staatsdefizit in den USA aufgebracht. Es kann

⁹ Diese Wirkungsrichtung kann intuitiv schon aus der zweifachen Wirkung der Zinserhöhung auf den Zukunftskonsum erschlossen werden: Sowohl Substitutionseffekt als auch Einkommenseffekt erhöhen den Zukunftskonsum. Eine Zunahme der Ersparnis ist damit allerdings noch nicht im formalen Sinne bewiesen, da keine Aussagen über die relative Zunahme von Gegenwarts- und Zukunftskonsum gemacht werden. SACHS/LARRAIN (1993, S 107 f.) argumentieren dazu über die verschiedenen Wirkungen des Einkommenseffekts auf Nettogläubiger und -schuldner. Die erste Gruppe wird angesichts einer Zinserhöhung ihre Ersparnis senken, während die zweite sie steigert. Nimmt man an, daß sich der Einkommenseffekt von Nettoschuldern und -gläubigern ausgleicht, so führt der Substitutionseffekt zu einer Erhöhung der Ersparnis auf gesamtwirtschaftlicher Ebene.

¹⁰ Die Zeitpräferenzrate kann definiert werden als „... the marginal rate of substitution between consumption when young and consumption when old, when equal amounts are consumed in both periods, minus one.“, BUTTER, 1981, S. 773. Die Auswirkungen von verschiedenen Zeitpräferenzraten auf Kapitalstock, Wachstum und Leistungsbilanzsaldo werden von BUTTER ausführlich diskutiert, würden den Rahmen dieser Arbeit aber sprengen.

¹¹ Diese Annahme entspricht der Ricardianischen Äquivalenz bezogen auf die Unternehmen an Stelle des Staates.

unter den Absorptionsansatz subsumiert werden [BAHMANI-OSKOOEE, 1992, S. 89]. Der Unterschied zum vorgestellten Absorptionsansatz besteht in der Zerlegung der Ersparnis in eine private Komponente und eine staatliche Komponente. Die Rolle der staatlichen Ersparnis wird dabei besonders betont. Ein negativer Leistungsbilanzsaldo kann *ceteris paribus* entweder von negativer privater oder staatlicher Nettoersparnis begleitet werden [vgl. Gleichung (2)].

Kritik an der Twin Deficits-Idee kommt von Seiten des *Ricardianischen Äquivalenztheorems* [vgl. BARRO, 1974], wonach die Finanzierung der Staatsausgaben — ob durch Steuern oder Schulden — unerheblich für die Nettoersparnis ist. Erhöhte Steuern senken das verfügbare Einkommen und somit auch die Ersparnis, d.h. es kommt zu einem totalen Crowding-Out, wodurch die Nettoersparnis konstant bleibt. Staatsschulden werden von rationalen Wirtschaftssubjekten als zukünftige Steuer erkannt, und es wird eine zusätzliche Ersparnis in entsprechender Höhe gebildet.¹² Empirisch stellt sich die Frage, wie die privaten Haushalte auf eine Erhöhung der Staatsverschuldung reagieren: durch eine Erhöhung ihrer Ersparnis, wie es die Ricardianische Äquivalenz behauptet, oder gar nicht, wie es der Twin Deficits Ansatz voraussetzt.

¹² Eine ausführliche Diskussion und formale Herleitung Ricardianischer Äquivalenz sowie eine fundierte Kritik findet sich bei LEIDERMAN/BLEJER, 1987 und SEATER, 1993. FELDSTEIN (1992) argumentiert ähnlich, wenn er die Twin Deficit-Theorie als Erklärungsansatz für kurzfristige Entwicklungen ansieht. Langfristig führe eine Senkung der inländischen Nettoersparnis zu einer Senkung der inländischen Absorption, wie es das Horioka/Feldstein-Phänomen erwarten ließ. Ein Leistungsbilanzdefizit aufgrund steigender Staatsverschuldung tritt dann nur in einer Übergangsphase auf.

2.5 Ein Modell der Leistungsbilanz in 2 Gleichungen

Die präsentierten Ansätze werden in einem gemeinsamen Modell integriert, um durch Signifikanztests ein reduziertes Modell zur Beschreibung der Realität zu gewinnen.¹³ Es wird ein System von zwei Gleichungen mit den endogenen Variablen Leistungsbilanz und private Ersparnis geschätzt werden, das die wesentlichen Zusammenhänge der Leistungsbilanz beschreibt. Es geht weniger um die Frage eines automatischen Leistungsbilanzausgleichs, sondern vielmehr darum, die Bestimmungsfaktoren des Leistungsbilanzsaldos zu identifizieren.¹⁴

Der Leistungsbilanzsaldo wird gemäß Gleichung (4) erklärt. Die private Ersparnis PS und die staatliche Ersparnis GS sowie das inländische Einkommen Y und das Einkommen aller Handelspartner WELT sind dem Absorptionsansatz entnommen. Die Geldmenge MS entspringt dem monetaristischen, der Reale Effektive Wechselkurs REER dem Elastizitätenansatz.

$$(4) \quad LB = f\left(PS^+; GS^+; MS^-; Y^+; WELT^+; REER^+\right)$$

Die Ersparnisfunktion leitet sich aus dem diskutierten Lebenszyklusmodell mit überlappenden Generationen her. Da ausschließlich mit realen Größen gearbeitet wird, fällt das Preisniveau als Determinante heraus. Es zeigt sich aber, daß der reale effektive Wechselkurs einen signifikanten Einfluß auf die private Ersparnis

¹³ Dieses Vorgehen lehnt sich an HENDRYS general-to-specific-modelling an. Vgl. z.B. HENDRY, 1987 oder GILBERT, 1986.

¹⁴ Für die Untersuchung des automatischen Leistungsbilanzausgleichs müßten alle am Anpassungsprozeß beteiligten Variablen als endogen angenommen werden, damit das notwendige Feedback modelliert werden kann. Es zeigt sich aber, daß die Bestimmungsfaktoren außer der Ersparnis exogen sind. Daher wird auf die Aufnahme zusätzlicher Gleichungen verzichtet.

hat. Ökonomisch kann dies mit der Konsum- und Sparentscheidung begründet werden. Eine Abwertung der inländischen Währung erhöht in der Regel die Preise für Importgüter. Nach dem *expenditure-switching*-Ansatz führt dies zu einer Substitution von ausländischen durch inländische Güter. Eine teilweise intertemporale Substitution ist aber ebenfalls denkbar. Erwarten die Wirtschaftssubjekte keine zukünftige Aufwertung des Wechselkurses¹⁵, können sie ihre Ersparnis erhöhen, um den notwendigen Rückgang des Konsums auf beide Perioden zu verteilen.

$$(5) \quad PS = h \left(\overset{+}{DEP}; \overset{+}{Y}; \overset{+}{R}; \overset{+}{REER}; \overset{-}{GS} \right)$$

Das *Dependenzverhältnis* DEP ist das Verhältnis der 25 bis 64-jährigen zur Gesamtbevölkerung, spiegelt also annäherungsweise das Verhältnis der Einwohner im erwerbsfähigen Alter zur Bevölkerung wider und erfaßt daher den Einfluß der Altersstruktur auf die private Ersparnis. Sie sollte positiv vom Anteil der aktiven Generationen an der Einwohnerzahl abhängen. Y ist das Einkommen, R der Zinssatz und REER der reale effektive Wechselkurs. Gemäß der vorgestellten Theorie haben diese Faktoren einen positiven Einfluß auf die Ersparnis. Die Staatsersparnis GS wirkt nach dem Ricardianischen Äquivalenztheorem negativ auf die Ersparnisbildung des privaten Sektors.

¹⁵ Diese Verhaltensannahme entspricht einer statischen Erwartungsbildung. Sie ist plausibel, da der Wechselkurs recht gut durch einen Random Walk beschrieben werden kann. Der Wechselkurs von morgen entspricht dem heutigen zuzüglich einer nicht prognostizierbaren Innovation.

3 Empirische Ergebnisse für die USA und Deutschland

Das in 2 dargestellte Modell der Leistungsbilanz wurde anhand von Quartalsdaten für die Bundesrepublik und die USA im Zeitraum 1974 bis 1990 getestet. Das Startjahr wurde auf 1974 festgelegt, um Strukturbrüche im Zusammenhang mit der grundlegenden Veränderung des Weltwährungssystems vom Gold- bzw. Dollarstandard zu flexiblen Wechselkursen zu vermeiden. Die deutsche Vereinigung markiert das Ende des Schätzzeitraums, sie stellt ebenfalls einen Strukturbruch dar. Schätzungen, die über 1990 hinausgehen, werden erst dann wieder sinnvolle Ergebnisse bringen, wenn nach dem Vereinigungsschock eine ausreichend große Zahl von Beobachtungen vorliegt. Sollte es sich bei der deutschen Vereinigung um keine dauerhafte Veränderung der Parameter handeln, so können die im Schätzzeitraum gewonnenen Erkenntnisse für die Zeit nach der deutschen Vereinigung herangezogen werden.

Die Zeitreihen für die Leistungsbilanz und die Staatsersparnis wurden mit dem inländischen Einkommen nivelliert, die restlichen Zeitreihen bis auf den Realzins logarithmiert. Sie sind durchgängig integriert vom Grad eins, also $I(1)$ Prozesse.¹⁶ Folglich muß die Kointegrationsanalyse als ökonometrisches Verfahren zur Schätzung des Systems gewählt werden. Eine Beschreibung des ökonometrischen Ansatzes findet sich in Anhang 1.

Aufgrund der Superkonsistenz Eigenschaft der Schätzer kann die Schätzung gleichungswise erfolgen [vgl. Hansen, 1993, S. 190]. Es wird ein Rational-Distributed-Lag Modell (A-4) geschätzt. Dies erfolgt als Fehlerkorrekturmodell (A-5)

¹⁶ Tabellen mit den Ergebnissen der Tests auf Integrationsgrad finden sich in Anhang 3. In Anhang 2 werden die verwendeten Zeitreihen und die durchgeführten Transformationen beschrieben.

zur Schätzung der Teststatistiken und in der Bewley-Transformation (A-6) zur Schätzung der Parameter und ihrer t-Werte. Als Statistiken für den Test auf Kointegration werden der t-Wert des Ladungskoeffizienten [BANERJEE/DOLADO/MESTRE, 1992] — im folgenden ECM-Statistik — und die Wald-Statistik¹⁷ [BOSWIJK, 1994] gewählt. Zusätzlich wird auf Freiheit von Autokorrelation mit der Box-Q-Statistik und einem LM-Test auf Autokorrelation vierter Ordnung getestet.

Es werden nur die Schätzungen der Langfristparameter und ihre t-Werte angegeben. Die t-Werte sind zwar nicht im herkömmlichen Sinn interpretierbar, da die Schätzer einer multivariaten Normalverteilung folgen, können aber als Indiz für signifikante Parameter dienen. Interpretiert werden lediglich die Vorzeichen der Schätzungen und nicht ihre Werte, da es in dieser Arbeit um die Einflußrichtung geht und die Ergebnisse nicht über Gebühr strapaziert werden sollen. Die Wald-Statistik auf Kointegration kann als Statistik eines Signifikanztests des Kointegrationsvektors, also der Langfristbeziehung, interpretiert werden.

3.1 Die Leistungsbilanzgleichung

Ausgehend von einer Schätzung des allgemeinen Modells der Leistungsbilanz gemäß Gleichung (4), ergibt sich für die USA eine statistisch und ökonomisch sinnvolle Kointegrationsbeziehung nach Herausnehmen des Wechselkurses und für Deutschland nach Herausnehmen des Wechselkurses und der Geldmenge.¹⁸ Im Fall der USA stehen nur die private, die Staatsersparnis, die Geldmenge sowie

¹⁷ Die Wald-Statistik ähnelt einem F-Test auf Signifikanz des Kointegrationsvektors.

¹⁸ Mit diesen Variablen wird entweder keine Kointegration erzeugt, d.h. es existiert keine langfristige Beziehung, oder eine solche Beziehung ist ökonomisch unplausibel.

das inländische und ausländische Einkommen in einer langfristigen Beziehung zur Leistungsbilanz; der Wechselkurs ist nicht Teil dieses Zusammenhangs. Für Deutschland liegt die langfristige Beziehung zwischen Leistungsbilanz und den Regressoren private und Staatsersparnis, inländisches und ausländisches Einkommen vor. Neben dem Wechselkurs ist auch die Geldmenge keine langfristige Bestimmungsgröße des Leistungsbilanzsaldos. Die identifizierten Langfristbeziehungen weisen die aus der Theorie abgeleiteten Vorzeichen auf. Die staatliche und die private Ersparnis wirken positiv auf den Leistungsbilanzsaldo, das inländische Einkommen negativ, das Einkommen der Welt positiv. Die Geldmenge wirkt im Fall der USA ebenfalls negativ.

Die wichtigsten Ergebnisse der Schätzung sind in **Tabelle 1** zusammengestellt. Die Nullhypothese fehlender Kointegration wird von beiden Teststatistiken bei beiden Ländern auf dem 5 vH-Niveau abgelehnt. Ungleichgewichte werden in den USA in der Folgeperiode zu 66,42 vH und in Deutschland zu 68,25 vH abgebaut;¹⁹ bedenkt man daß es sich um Quartalsdaten handelt, vollzieht sich die Anpassung an das langfristige Gleichgewicht also relativ schnell. Für beide Länder sind die Schätzungen gut in der Lage, die Variation der abhängigen Variablen zu erklären.

¹⁹ Dieser Wert wird durch den Ladungskoeffizienten angegeben.

Tabelle 1: Schätzung der Leistungsbilanz - der Kointegrationsvektor

	USA	Deutschland
Schätzzeitraum	1974:1 - 1992:1	1974:1 - 1990:4
Ladungskoeffizient	-0,6642	-0,6825
ECM-Statistik	-4,9400	-5,8249
Wald-Statistik	29,6524	37,7378
zentriertes R ²	0,9292	0,8517
Box-Q-Statistik	54,03%	9,0230%
LM AR(4)	9,13%	34,472%
Konstante	-157,9920 (-2,9109)	0,7080 (1,8783)
Trend	-0,2126 (-3,9158)	+0,00004 (1,5142)
Private Ersparnis	+8,4266 (3,5403)	+0,0149 (2,1776)
Staatsersparnis	+0,1530 (4,2150)	+0,9635 (4,2297)
Geldmenge	-5,1601 (-5,5448)	0
Inländisches Einkommen	-26,3826 (-5,4797)	-0,2121 (-7,5324)
Einkommen der Welt	+43,9221 (6,6686)	+0,0958 (1,7219)
Wechselkurs	0	0
Erster Wert: geschätzter Langfristparameter. Wert in Klammern: t-Wert der Schätzung.		

Auf Basis dieser Schätzung kann der Elastizitätenansatz für beide Länder vorsichtig abgelehnt werden, da die Aufnahme des Wechselkurses in die Schätzgleichung zu keiner sinnvollen Kointegrationsbeziehung führt. Für den monetaristischen Ansatz gilt abgeschwächt ähnliches. In der Schätzung für Deutschland ist die Geldmenge nicht im Kointegrationsvektor enthalten. Dem Absorptionsansatz und hier besonders der Twin Deficit-Theorie kann dagegen Erklärungsgehalt zugesprochen werden. Der Saldo der Leistungsbilanz wird in erster Linie durch die Nettoersparnis und das Einkommen im In- und Ausland bestimmt. Der fiskalische Schock der deutschen Vereinigung ist damit verantwortlich für den Umschwung in der Leistungsbilanz der Bundesrepublik.

3.2 Die Ersparnisgleichung

Eine Schätzung der Ersparnisgleichung bestätigt für den Fall Deutschland die angestellten Überlegungen: Das inländische Einkommen, der Realzins, das Dependenzverhältnis und der Wechselkurs beeinflussen die private Ersparnis langfristig positiv, die Staatsersparnis hat eine dämpfende Wirkung. Für die USA sind lediglich das inländische Einkommen und der Wechselkurs langfristig signifikante Einflußfaktoren.

Die vergleichsweise sparsame Parametrisierung für die USA kann wie folgt erklärt werden: Das Dependenzverhältnis fällt aufgrund von Multikolarität aus der Gleichung heraus;²⁰ die Staatsersparnis und der Realzins haben dagegen keinen signifikanten Einfluß auf die private Ersparnis. Die US-Amerikaner lassen sich bei ihrer Sparentscheidung allein von ihrem Einkommen und den relativen

²⁰ Der Korrelationskoeffizient von inländischem Einkommen und Dependenzverhältnis beträgt im Schätzzeitraum 0,97.

Preisen — ausgedrückt durch den Realen Effektiven Wechselkurs — leiten. Daß der Realzins keinen Einfluß auf die Sparentscheidung hat, könnte mit einer sehr hohen Zeitpräferenzrate erklärt werden, die den potentiellen Einfluß des Realzins vollkommen eliminiert. Das Ricardianische Äquivalenztheorem muß für die USA abgelehnt werden.

Die Nullhypothese fehlender Kointegration kann für beide Schätzungen bei einem Signifikanzniveau von 5 vH abgelehnt werden. Das Bestimmtheitsmaß liegt in beiden Schätzungen über 80 vH. Ein kurzfristiges Ungleichgewicht führt in der Folgeperiode zu einer Anpassung um 82,18 vH in den USA und 83,05 vH in der Bundesrepublik. Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht werden also sehr schnell abgebaut. Die wichtigsten Schätzergebnisse sind in **Tabelle 2** zusammengefaßt.

Über die Ersparnisgleichung hat der Wechselkurs Einfluß auf die Leistungsbilanz. Eine Abwertung erhöht die Ersparnis. Da diese einen positiven Einfluß auf den Saldo der Leistungsbilanz hat, führt beispielsweise eine Abwertung zu einem Abbau eines Leistungsbilanzdefizits. Der Elastizitätenansatz wird durch die Schätzung der Ersparnisgleichung nicht abgelehnt.

Tabelle 2: Schätzung der privaten Ersparnis - der Kointegrationsvektor

	<i>USA</i>	<i>Deutschland</i>
Schätzzeitraum	1974:1 - 1990:1	1974:1 - 1990:4
Ladungskoeffizient	-0,8218	-0,8305
ECM-Statistik	-5,4773	-4,8085
Wald-Statistik	30,5537	31,9289
zentriertes R ²	0,9074	0,9293
Box-Q-Statistik	44,81%	61,15%
LM AR(4)	18,47%	10,85%
Konstante	0,2832 (1,9910)	-113,0183 (-5,4995)
Trend	+0,2565 (1,8980)	-0,3180 (-3,87324)
Inländisches Einkommen	+0,9866 (2,8554)	+3,9785 (3,9420)
Staatsersparnis	0	-16,7411 (-2,3300)
Realzins	0	+0,0285 (2,7552)
Dependenzverhältnis	0	+8,9022 (5,1220)
Wechselkurs	+0,2882 (4,2346)	+0,9961 (2,7616)
Erster Wert: geschätzter Langfristparameter. Wert in Klammern: t-Wert der Schätzung.		

Das Ricardianische Äquivalenztheorem wird für Deutschland als Tendenzaussage nicht abgelehnt. Eine Multiplikatoranalyse des hier geschätzten strukturellen Modells ergibt jedoch, daß die Anpassung der privaten Ersparnis an die Staatsersparnis nicht ausreicht, die Nettoersparnis und damit die Leistungsbilanz unverändert zu lassen. In seiner absoluten Form muß das Ricardianische Äquivalenztheorem also abgelehnt werden. Das stark wachsende Staatsdefizit Deutschlands im Zuge der Vereinigung wurde folglich nicht durch eine Erhöhung der privaten Ersparnis kompensiert. Stattdessen passivierte sich die Leistungsbilanz.

3.3 Weitere statistische Tests

Die bisher durchgeführte Analyse ist strenggenommen nur gültig, wenn die Variablen, für die keine Bestimmungsgleichungen spezifiziert wurden, zumindest schwach exogen sind [JOHANSEN, 1992b]. Ihr datengenerierender Prozeß muß unabhängig von dem des untersuchten Systems sein. Tests auf schwache Exogenität wurden mit Hilfe einer von BOSWIJK (1991) vorgeschlagenen (LM-) Statistik durchgeführt.

Für die USA kann die schwache Exogenität für alle Regressoren ohne eigene Bestimmungsgleichung sowohl einzeln als auch gemeinsam nicht abgelehnt werden. Bei den deutschen Daten ist nur das Dependenzverhältnis weder einzeln noch gemeinsam mit den anderen Variablen schwach exogen. Eine Endogenität ist jedoch theoretisch nicht plausibel, weswegen dieses Ergebnis vernachlässigt wird. Die Analyse des partiellen Systems aus 3.1 und 3.2 ist also gültig.²¹

²¹ Auf eine ausführliche Präsentation der Ergebnisse wird an dieser Stelle zugunsten einer knappen Darstellung verzichtet. Die entsprechenden Schätzungen und Tests finden sich in Anhang 4.

Schwache Exogenität ist mit Granger-Nicht-Kausalität²² gleichzusetzen. Schwach exogene Variablen werden nicht im System bestimmt. Es gibt also kein langfristiges Feedback zwischen der Leistungsbilanz auf der einen Seite und dem Einkommen, dem Wechselkurs oder der Geldmenge auf der anderen Seite. Ein automatischer Anpassungsmechanismus, wie er in der Literatur vermutet wird, muß daher abgelehnt werden, obwohl Wechselkurs, Geldmenge und Einkommen Einfluß auf die Leistungsbilanz haben. Dieses Ergebnis ist jedoch nicht überraschend, denn Leistungsbilanzsalden können über die Kapitalbilanz ausgeglichen werden. Es handelt sich dann um intertemporalen Handel. Heutiger Konsum wird über Kredite aus dem Ausland und zukünftigen Konsumverzicht zur Bedienung der Schulden finanziert.

Ein im Vergleich zum hier gewählten Vorgehen allgemeinerer Ansatz ist das Johansen-Verfahren [vgl. JOHANSEN, 1988, 1991, 1992.]. Werden für die USA und Deutschland vektorautoregressive Modelle spezifiziert und mit dem Johansen-Verfahren analysiert, bestätigen sich die hier präsentierten Ergebnisse. Allerdings kann der Wechselkurs für Deutschland nicht mehr als schwach exogen angesehen werden; er wird ebenfalls im System bestimmt. Eine solche Endogenität läßt die Möglichkeit eines automatischen Anpassungsmechanismus offen.²³

²² Granger-Kausalität ist ein rein statisches Konzept. Eine Variable ist Granger-kausal zu einer anderen, wenn sie die Prognose dieser Variable verbessert. Granger-Kausalität darf nicht mit ökonomischer Kausalität verwechselt werden, kann aber ein Indiz für diese sein.

²³ Ergebnisse können beim Autor angefordert werden.

Abschließend soll mit Hilfe einer Out-of-Sample Prognose²⁴ gezeigt werden, daß die Schätzung über den Zeitraum 1974 bis 1990 für die Interpretation der Entwicklung im Zuge der deutschen Vereinigung herangezogen werden kann. Das Modell wird für den Zeitraum 1974:1 bis 1988:1 geschätzt und dann im Intervall 1988:2 bis 1993:2 prognostiziert. Wie **Schaubild 3** zeigt, ist das geschätzte Modell gut in der Lage, die Entwicklung der Leistungsbilanz bis zur deutschen Vereinigung nachzuzeichnen. Auch den einigungsbedingten Umschwung erfaßt es noch gut, obwohl im Jahr 1990 mit der Währungsunion ein deutlicher Strukturbruch in der Entwicklung der Zeitreihen vorliegt. Nach 1991 wird die Prognose zunehmend schlechter; sie überzeichnet die Schwankungen des Leistungsbilanzsaldos. Eine solche Verschlechterung ist jedoch zu erwarten, je weiter sich die Prognose vom Schätzzeitraum entfernt. Wichtig ist, daß das Modell in der Lage ist, den Umschwung in der Leistungsbilanz zu prognostizieren. Folglich wirkt die Einigung über die identifizierten Determinanten private und staatliche Ersparnis auf den Saldo der Leistungsbilanz. Das Budgetdefizit ist von diesen zwei Variablen diejenige, die sich am deutlichsten durch die deutsche Vereinigung verändert.

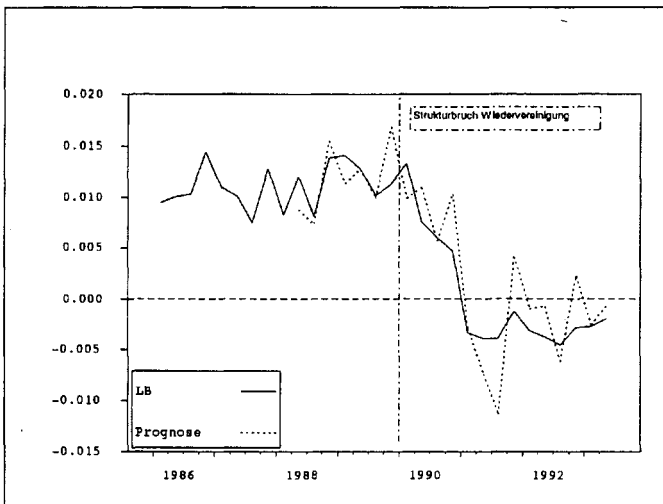
3.4 Zusammenfassung der Ergebnisse

Während der Elastizitäten- und der monetaristische Ansatz auf Basis der dargestellten Schätzungen in ihrem Erklärungsgehalt zumindest angezweifelt werden müssen, ist der Absorptionsansatz gut geeignet, die Bewegung der Leistungsbilanz in den USA und Deutschland zu erklären. Das Sparverhalten der privaten

²⁴ Es wird eine Ein-Schritt-Prognose gemacht. Dazu wird mit Hilfe der ECM-Translation jeweils die Veränderung der Leistungsbilanz geschätzt und zu dem tatsächlichen Wert der Vorperiode addiert.

und der öffentlichen Haushalte ist in beiden Ländern eine wichtige Determinante der Leistungsbilanz. Das Ricardianische Äquivalenztheorem muß in absoluter Form abgelehnt werden. Es liegt lediglich ein geringer Einfluß der Staatsersparnis auf die private Ersparnis vor.

Schaubild 3: Out-of-Sample Prognose der deutschen Leistungsbilanz (Anteil am Bruttosozialprodukt)



Quelle: IWF, International Financial Statistics, CD-Rom 1994; eigene Berechnungen.

Die Leistungsbilanz reflektiert somit in erster Linie die Zeitpräferenz einer Volkswirtschaft. Die Zeitpräferenz bestimmt die intertemporale Absorptions- und damit die Sparentscheidung der Wirtschaftssubjekte. Diese wird natürlich unter Berücksichtigung der intertemporalen Budgetrestriktion getroffen. Die zeitliche

Dauer eines positiven oder negativen Saldos wird im Wechselspiel mit dem Schuldner oder Gläubiger „Rest der Welt“ bestimmt. Die Hypothese eines automatischen Leistungsbilanzausgleichs kann abgelehnt werden. Die Mehrzahl der diskutierten Ergebnisse spricht gegen einen solchen Mechanismus.

4 Implikationen für die deutsche Wirtschaftspolitik

4.1 Das Leistungsbilanzdefizit als 'Kredit' für die Kosten der Vereinigung

Der Umschwung der Leistungsbilanz im Zuge der deutschen Vereinigung ist gleichsam ein Kredit des Auslands für vereinigungsbedingte Ausgaben. Diese Aussage gilt jedoch nur, wenn das Leistungsbilanzdefizit durch einen Kapitalbilanzüberschuß finanziert wurde und nicht durch ein Defizit in der Devisenbilanz.

Die Devisenbilanz kann als Budgetrestriktion interpretiert werden. In der Devisenbilanz werden die Veränderungen der Netto-Auslandsaktiva der Zentralbank eines Landes erfaßt. Da der Wechselkursmechanismus nicht zu einem automatischen Leistungsbilanzausgleich führt, müssen analog zum Fall fester Wechselkurse Defizite oder Überschüsse der aggregierten Leistungs- und Kapitalbilanz als Saldo in der Devisenbilanz auftauchen. Eine ausgeglichene Devisenbilanz zeigt an, daß Leistungsbilanzsalden auf dem internationalen Kapitalmarkt finanziert werden können.²⁵ Betrachtet man die Entwicklung der Devisenbilanz seit Anfang der 70er Jahre, so zeigt sich, daß die Bundesrepublik ihre Budgetrestrik-

²⁵ Diese Interpretation wird am Beispiel der Schuldenkrise deutlich. Mexiko z.B. hat seine Devisenbestände durch anhaltende Defizite in der Devisenbilanz bis zur Androhung der Zahlungsunfähigkeit 1982 fast vollständig abgebaut (vgl. BAILEY/COHEN, 1987). Das Land lebte über seine Verhältnisse.

tion Devisenbilanz im Zuge der deutschen Vereinigung nicht verletzt hat. Es sind weder große noch persistente Defizite zu beobachten.

Ein ähnliches Bild ergibt sich, wenn man das Nettoauslandsvermögen Deutschlands im Zeitverlauf betrachtet. Das Vermögen stieg im Zuge hoher Leistungsbilanzüberschüsse von 59,3 Mrd. DM im Jahre 1970 auf 533 Mrd. DM in 1990. Dieses Nettovermögen kann als 'Notgroschen' verstanden werden. Mit ihm wurden zu Beginn der 90er Jahre die Kosten der Einheit finanziert: Im Juni 1994 war das Nettoauslandsvermögen auf DM 335,45 Mrd. DM gesunken (vgl. auch Tabelle 3).²⁶

Bedenklich ist jedoch, daß die Auslandsschulden der Bundesrepublik stärker gestiegen sind, als es für die Deckung der einheitsbedingten Kosten notwendig gewesen wäre, wie der Bundesverband der deutschen Banken in Köln in einer Studie feststellt.²⁷ Der Verband befürchtet eine schwächere DM und höhere Zinsen, sollte die derzeitige Situation keine historische Ausnahme bleiben und Deutschland ein Nettoschuldnerland werden.

²⁶ Quelle für die Daten: STATISTISCHES BUNDESAMT, Statistisches Jahrbuch, verschiedene Jahrgänge.

²⁷ Süddeutsche Zeitung, Nr. 174 vom 30.7.1996, S. 20, Schulden wachsen rascher als Einheits-Kosten.

Tabelle 3: Primärüberschußquote und Nettoauslandsvermögensquote (in vH des BIP)

	Leistungs- bilanz	Netto- auslands- vermögens- quote ^a	Primär- überschuß- quote	Szenario 1 ($i-\gamma$) = 2,7	Szenario 2 ($i-\gamma$) = 1,6	Szenario 3 ($i-\gamma$) = 4,0
1970		8,78		-0,24	-0,14	-0,35
1980	-1,64	4,42		-0,12	-0,07	-0,18
1985	2,83	7,19		-0,19	-0,12	-0,29
1990	3,24	21,57		-0,58	-0,35	-0,86
1991	-1,05	17,28	-2,18	-0,47	-0,28	-0,69
1992	-0,98	15,20	-1,84	-0,41	-0,24	-0,61
1993	-0,71	13,17	-1,42	-0,36	-0,21	-0,53
1994	-0,96	9,95	-1,35	-0,27	-0,16	-0,40
1995	-0,86	8,21	-0,94	-0,22	-0,13	-0,33

^{a)} Stand am Jahresende; für 1995 Stand im Juni.

Quelle: DEUTSCHE BUNDESBANK, Monatsbericht, November 1996; STATISTISCHES BUNDESAMT, Statistisches Jahrbuch, verschiedene Jahrgänge; eigene Berechnungen.

4.2 Die Nachhaltigkeit der Leistungsbilanzentwicklung

Eine weitere Möglichkeit, die Nachhaltigkeit des Leistungsbilanzsaldos zu prüfen, ist die Primärüberschußquote. Der Primärüberschuß ist definiert als Einnahmen abzüglich Ausgaben vor Zinszahlungen; Quoten bezeichnen jeweils Anteile am BIP. Der Primärüberschuß ist ein Konzept, das zur Beurteilung der Nachhaltigkeit der Staatsverschuldung entwickelt wurde [vgl. KLODT/STEHN et al, 1994, S. 254 ff.]. Aus einer Barwertbetrachtung von Bruttoschuld und notwendigen Zahlungen an die Gläubiger wird der Primärüberschuß des öffentlichen Haushalts

errechnet, der die Schuldenquote langfristig konstant hält. KLODT/STEHN et al. (1994, S. 254) berechnen die Primärüberschußquote als

$$(6) \quad p\ddot{u}^* = (i - \gamma) s,$$

wobei i der Nominalzinssatz, γ die Wachstumsrate des nominalen BIP und s der Schuldenstand sind.

Wendet man das Konzept der Primärüberschußquote rein qualitativ auf die Leistungsbilanz an, so ergibt sich ein aus der Wachstumstheorie bekanntes Ergebnis: Der Leistungsbilanzsaldo ohne Zinszahlungen muß im Fall einer Nettoverschuldung gegenüber dem Ausland positiv und im Fall einer Nettogläubigerposition gegenüber dem Ausland negativ sein. Die Quote selbst ergibt sich erst nach Annahmen über die Entwicklung des Nominalzins relativ zum Nominalwachstum. Es werden hier die drei von KLODT/STEHN et al. (1994, S. 255 f.) für das Defizit der öffentlichen Haushalte in Deutschland verwendeten Szenarien herangezogen.²⁸

Wie **Tabelle 3** zeigt, ist die Nettoauslandsvermögensquote der Bundesrepublik keineswegs als im Zeitablauf konstant zu bezeichnen; von einer nachhaltigen Entwicklung der Leistungsbilanz kann daher kaum gesprochen werden. Bleibt das Nettoauslandsvermögen Deutschlands positiv, so ist ein Primärdefizit, wie es in den 90er Jahren vorliegt, mit einer nachhaltigen Entwicklung vereinbar. Unabhängig davon, welches Szenario man betrachtet, ist die tatsächliche Primärüberschußquote absolut größer als die mit einer nachhaltigen Entwicklung

²⁸ Szenario 1 entspricht der Entwicklung in den 80er Jahren. Szenario 2 ist ein optimistisches Szenario, Wachstumsrate und Zins liegen näher beieinander, als dies in den 80er Jahren der Fall war. Szenario 3 ist ein pessimistisches Szenario mit einer langfristigen realen Wachstumsrate von Null.

verbundene. Es ist daher zu vermuten, daß die Nettoauslandsvermögensquote der Bundesrepublik weiter sinkt und eventuell negativ wird, Deutschland also zum Nettoschuldner würde. Sollte diese Situation eintreten, so ist eine positive Primärüberschußquote notwendig, um die Nettoschuldenquote gegenüber dem Ausland langfristig konstant zu halten. Diese sehr grobe Betrachtung macht deutlich, daß die Primärdefizitquote Deutschlands zurückgefahren werden muß, unabhängig davon, ob Deutschland langfristig die Position eines Nettogläubigers oder eines Nettoschuldners gegenüber dem Ausland einnehmen will. Folglich muß das derzeitige Leistungsbilanzdefizit reduziert werden, um eine nachhaltige Entwicklung der Leistungsbilanz zu gewährleisten.

4.3 Half- und Full-Debt-Cycles

Die Frage, inwieweit das derzeitige Leistungsbilanzdefizit der Bundesrepublik negative Auswirkungen auf die zukünftige Wohlfahrt hat, kann weiterhin mit Hilfe der von SIEBERT (1987, 1989) eingeführten Unterscheidung von Half-Debt-Cycles und Full-Debt-Cycles untersucht werden. Auslandskredite werden aufgenommen, wenn die inländische Grenzproduktivität des Kapitals oder die inländische Zeitpräferenzrate höher ist als der Weltzins. Werden die Kredite sowohl konsumptiv als auch investiv verwendet, so wird das Land langfristig ein internationaler Schuldner bleiben. SIEBERT spricht in diesem Fall von einem Half-Debt-Cycle. Ein Full-Debt-Cycle liegt vor, wenn die Auslandskredite rein investiv verwendet werden. Das Land wird seine Kredite vollständig zurückzahlen und langfristig Nettogläubiger werden. Ob ein Land in einen Half- oder einen Full-Debt-Cycle eintritt, wird durch die Zeitpräferenzrate relativ zum Weltmarktzins bestimmt. Der Eintritt in einen Schuldenzyklus selbst kann durch einen exogenen Schock oder eine Änderung der Verhaltensparameter im Inland ausgelöst werden.

Tritt ein Land in einen Half-Debt-Cycle ein, so ist kritisch zu prüfen, ob es sich hierbei um eine rationale Entscheidung der Wirtschaftssubjekte handelt, oder ob nicht ein myopisches Verhalten vorliegt, das die Wohlfahrt zukünftiger Generationen vernachlässigt.

Im Sinne der SIEBERT'schen Unterscheidung der Schuldenzyklen muß gefragt werden, wie die ausländischen Kredite genutzt werden. In der Zukunft müssen sie verzinst zurückgezahlt werden. Dies ist dann unproblematisch, wenn das Leistungsbilanzdefizit in erster Linie investiv verwendet wird. Der so entstehende größere, modernere Kapitalstock ermöglicht eine Steigerung des Inlandsproduktes. Aus diesem Mehr können Zinsen und Tilgungen gezahlt werden. Bei einer rein konsumptiven Verwendung muß dagegen in Zukunft Konsumverzicht geübt werden. **Tabelle 4** zeigt die Entwicklung der Anlageinvestitionen²⁹ und des privaten Verbrauchs.

Im Vergleich zu den alten Bundesländern liegen sowohl Anlageinvestitionen als auch der private Verbrauch in den neuen Ländern deutlich höher. Dabei fällt auf, daß der private Verbrauch von einem äußerst hohen Niveau von fast 90 vH des Bruttoinlandsprodukts (BIP) im Jahre 1991 deutlich zurückgeht, während die Anlageinvestitionen von knapp 45 vH des BIP 1991 auf über 51 vH im Jahr 1994 gestiegen sind. Die DEUTSCHE BUNDESBANK (1996a, S. 18) erklärt die Entwicklung des privaten Verbrauchs in den neuen Ländern mit einem anfänglich sehr hohen Nachholbedarf für dauerhafte Konsumgüter, der langsam zurückgeht.

Es besteht kein Grund, das derzeitige Leistungsbilanzdefizit mit übertriebener Sorge zu betrachten. Ebensowenig ist es aber angemessen, die Entwicklung zu

²⁹ Dies sind die Bruttoinvestitionen ohne Vorratsveränderungen.

verharmlosen. Die gesamtdeutsche Konsumquote ist im Zuge der Vereinigung gestiegen, während die Investitionsquote eher gesunken ist. Dies deutet auf eingeschränkte Konsummöglichkeiten in der Zukunft durch den Eintritt in einen Half-Debt-Cycle hin.

Tabelle 4: Komponenten der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage (in vH des BIP)

	Anlageinvestitionen			Privater Verbrauch		
	altes Bundesgebiet	neues Bundesgebiet	neue Bundesländer	altes Bundesgebiet	neues Bundesgebiet	neue Bundesländer
1975	20,40			56,83		
1989	20,16			54,89		
1990	20,93			54,44		
1991	22,01	22,99	44,54	54,65	57,09	88,49
1992	20,71	23,06	48,25	54,62	57,05	83,02
1993	18,91	21,85	48,95	55,92	58,14	78,69
1994	18,50	21,98	51,79	55,37	57,30	73,81
1995		21,78			57,00	

Quelle: SACHVERSTÄNDIGENRAT, 1995; DEUTSCHE BUNDESBANK, 1996; STATISTISCHES BUNDESAMT, 1996a, 1996b; STATISTISCHES BUNDESAMT, Statistisches Jahrbuch, verschiedene Jahrgänge; eigene Berechnungen.

Das Sparverhalten der privaten Haushalte hat sich laut BUNDESBANK (1996b) durch die Vereinigung kaum verändert. Die ostdeutschen Haushalte passen sich recht schnell an westdeutsche Spargewohnheiten an. Seit den 70er Jahren ist die Bruttoersparnisquote der privaten Haushalte zwar leicht rückläufig, im Vergleich zu anderen Industrieländern außer Japan allerdings noch immer hoch. Ohne die

deutsche Vereinigung hätte sie in den 90er Jahren eventuell das Niveau der 70er Jahre wieder erreichen können.

**Tabelle 5: Bruttoersparnis der privaten Haushalte in Deutschland
(in vH des BIP)**

1970/ 79	1980/ 89	1990/ 95	1990	1991	1992	1993	1994	1995
10,8	9,7	9,8	10,7	10,3	10,3	9,4	9,0	9,1
Quelle: DEUTSCHE BUNDESBANK, 1996b.								

Wie in Abschnitt 3 für die USA und Deutschland gezeigt, wird der Leistungsbilanzsaldo im Wechselspiel von inländischer und ausländischer Zeitpräferenz durch die Nettoersparnis gemäß Absorptionsansatz bestimmt, wobei dem Budgetdefizit eine besondere Bedeutung zukommt (Twin Deficits). Will Deutschland eine nachhaltige Entwicklung seiner Leistungsbilanz realisieren und seine zukünftigen Konsummöglichkeiten nicht zu stark einschränken,³⁰ so muß das Leistungsbilanzdefizit zurückgefahren werden. Dazu ist entweder eine autonome Erhöhung der privaten Ersparnis oder ein Rückgang des Staatsdefizits notwendig. Der Umschwung im Saldo der Leistungsbilanz 1990 wurde durch die schockartige Erhöhung des öffentlichen Haushaltsdefizits herbeigeführt. Hier liegt daher auch der Schlüssel zur Umkehr dieser Entwicklung. Auf Basis des Sparverhaltens der privaten Haushalte ist Deutschland als strukturelles Leistungsbilanzüberschußland zu charakterisieren.

³⁰ Daneben besteht zumindest theoretisch auch die Möglichkeit einer sinkenden Kreditwürdigkeit, die sich in steigenden Zinsen ausdrücken würde.

Anhang

Anhang 1: Ökonometrische Methoden

Sollen zwei nicht-stationäre Zeitreihen in einer langfristigen Beziehung stehen, so müssen ihre temporalen Eigenschaften ähnlich sein, d.h. es muß eine Linearkombination existieren, die stationär ist [vgl. CAMPBELL/PERRON, 1991, S. 27]; man spricht dann von Kointegration. Geht man davon aus, daß die Wirtschaftstheorie nur langfristige oder komparativ-statische Aussagen machen kann, gilt es, diese Langfristbeziehung zu finden. Kurzfristige Anpassungen können dabei aufgrund rein statistischer Kriterien erklärt werden [HANSEN, 1993, S. 134f].

Sei (A-1) der Datengenerierende Prozeß (DGP) der Variablen y_t . Ist der Parameter ρ gleich eins, so baut sich eine Innovation ε in Periode t im Zeitverlauf nicht ab. Die Zeitreihe hat weder einen konstanten Mittelwert noch eine konstante Varianz; es handelt sich um einen Random Walk. Nur für $|\rho| < 1$ werden Innovationen mit der Zeit abgebaut.

$$(A-1) \quad y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

BANERJEE et al. (1993, S.84) definieren eine integrierte Zeitreihe als:³¹ „A series with no deterministic component and [sic!] which has a stationary and invertible autoregressive moving average (ARMA) representation after differencing d times,

³¹ Ähnliche Definitionen finden sich bei ENGLE/GRANGER, 1987, S. 252 oder MUSCATELLI/HURN, 1992, S. 2

but which is not stationary after differencing only $d-1$ times, is said to be integrated of order d , denoted $x_t \sim I(d)$.“

Der Augmented Dickey Fuller Test (ADF) setzt diese Definition um. Der DGP aus (A-1) wird umgeformt und um einen Drift μ , einen Trend t sowie eine autoregressive Komponente ergänzt. Die resultierende Gleichung (A-2) wird geschätzt. Anhand von mit Monte Carlo-Simulationen tabellierten kritischen Werten kann bestimmt werden, welchen Integrationsgrad eine Variable hat und ob sie einem Drift oder Trend folgt. Die zu testende Zeitreihe wird so oft diskret differenziert, bis der ADF-Test die Nullhypothese Nicht-Stationarität ablehnen kann. Der Integrationsgrad entspricht der Zahl der durchgeführten Differenzbildungen.

$$(A-2) \quad \Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \mu + \beta t + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

Die klassische Definition von Kointegration findet sich bei ENGLE/GRANGER (1987, S. 253): „The components of the vector x_t are said to be co-integrated of order d , b , denoted $x_t \sim CI(d,b)$, if (i) all components of x_t are $I(d)$; (ii) there exists a vector α ($\neq 0$) so that $z_t = \alpha' x_t \sim I(d-b)$, $b > 0$. The vector α is called the co-integrating vector.“ CAMPBELL/PERRON (1991, S. 25) schließen in ihrer Definition $I(0)$ Variablen nicht aus dem Vektor x_t aus. Sie erzielen dadurch eine höhere Flexibilität bei der Modellierung, die gerade angesichts der niedrigen Mächtigkeit von Integrationstests wünschenswert sein kann. Eine solche Erweiterung kann allerdings nur sinnvoll vorgenommen werden, wenn der Vektor x_t aus mehr als drei Variablen besteht und mindestens zwei davon $I(1)$ sind. Dieser weichen Fassung schließt sich diese Arbeit an.

Das einfache lineare Modell mit der abhängigen Variablen y_t , dem Vektor der Regressoren x_t und der Störgröße u_t , die ein weißes Rauschen ist, kann geschrieben werden als:

$$(A-3) \quad y_t = \beta x_t + u_t .$$

In dynamischer Form, als Rational Distributed Lag Modell (RDL) lautet es:

$$(A-4) \quad B(L)y_t = A(L)x_t + u_t \quad \text{mit } \beta = \frac{A(L)}{B(L)} .$$

$B(L)$ und $A(L)$ sind Lagpolynome der Form

$$A(L) = a_0L^0 + a_1L^1 + \dots + a_qL^q \quad \text{und} \quad B(L) = 1 - b_1L^1 - \dots - b_pL^p$$

$$\text{mit } L^i x_t = x_{t-i} .$$

Das RDL kann als Fehlerkorrekturmodell (ECM) geschrieben werden.

$$(A-5) \quad \Delta y_t = (1 - \bar{b}_0)[y_{t-1} - \beta x_{t-1}] - \sum_{i=0}^{p-1} \bar{b}_i \Delta y_{t-i} - \sum_{j=0}^{q-1} \bar{a}_j \Delta x_{t-j} + u_t$$

$$\text{mit } \bar{a}_i = \sum_{m=i}^q a_m \quad \text{und} \quad \bar{b}_j = \sum_{n=j}^p b_n .$$

In der eckigen Klammer steht die Langfristbeziehung aus (A-3). Die Klammer entspricht damit der Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht. Der Koeffizient vor diesem Fehlerkorrekturterm ist der Ladungskoeffizient. Er gibt an, um wieviel eine Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht in der Folgeperiode abgebaut wird. Die beiden Summen werden als Kurzfrisdynamik bezeichnet und beschreiben die kurzfristige Variation des Regressanden. Die Theorie formuliert meist Hypothesen über den langfristigen Zusammenhang ökonomischer Größen.

Eine Schätzung von Gleichung (A-5) in linearisierter Form ist identisch mit der Schätzung der hier angeführten nicht-linearen Repräsentation. Da in der linearisierten Form der Langfristparameter β nicht mehr direkt geschätzt werden kann, wird zusätzlich die Bewley-Transformation geschätzt

$$(A-6) \quad y_t = \beta x_{t-1} - \sum_{i=0}^{p-1} \frac{\bar{b}_i}{1-b_0} \Delta y_{t-i} - \sum_{j=0}^{q-1} \frac{\bar{a}_j}{1-b_0} \Delta x_{t-j} + \frac{u_t}{1-b_0}$$

Anhand von (A-5) kann mit zwei einfachen Statistiken auf fehlende Kointegration getestet werden. BANERJEE/DOLADO/MESTRE (1992) schlagen den t-Wert des geschätzten Ladungskoeffizienten vor. Ist dieser nicht signifikant, so existiert keine langfristige Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen. Die kritischen Werte für diese Statistik sind tabelliert [ebenda]. Alternativ kann die Wald-Statistik von BOSWIJK (1994) herangezogen werden. Vereinfacht handelt es sich dabei um einen F-Test auf gemeinsame Signifikanz der Parameter des Kointegrationsvektors. Der Wert der Statistik wird mit der Länge des Kointegrationsvektors multipliziert. Auch für die Wald-Statistik sind die kritischen Werte tabelliert.

*Anhang 2: Beschreibung der Verwendeten Daten**Tabelle A.1: Verwendete Daten für die Schätzungen für die USA*

	Symbol	Beschreibung	Quelle
Leistungsbilanz	LB	Leistungsbilanzsaldo als Anteil des BIP	IWF, IFS
private Ersparnis	PS	Logarithmus der Ersparnis des privaten Sektors, deflationiert mit dem WPI	IWF, IFS
Staatersparnis	GS	Vollbeschäftigungsstaatsdefizit als Anteil des BIP	Citibase
Bruttosozialprodukt	Y	Logarithmus des realen BSP in 1990 Preisen	IWF, IFS
Bruttoinlandsprodukt der OECD	WELT	Logarithmus des BIP der OECD Länder ohne die USA als Proxy für das BIP der Welt in Preisen von 1990	IWF, IFS
Geldmenge	MS	Logarithmus von M1 deflationiert mit dem WPI	IWF, IFS
Realzins	R	Kurzfristiger Zinssatz (jährlich) zwischen Banken; deflationiert mit der Änderungsrate des WPI (vierteljährlich) über das letzte Jahr	IWF, IFS
Realer Effektiver Wechselkurs	REER	Mit den Handelsanteilen gewogener, realer Außenwert des Dollars gegenüber den Währungen der wichtigsten Handelspartner. Deflationiert mit dem impliziten BIP Deflator, Basis 1990	IWF, IFS
Dependenzverhältnis	DEP	Logarithmus der saisonbereinigten zivilen Labor Force als Anteil an der Gesamtbevölkerung	Citibase
Deflator		Wholesale Price Index, Basis 1990	IMF, IFS

Tabelle A.2: Verwendete Daten für die Schätzungen für Deutschland

	Symbol	Beschreibung	Quelle
Leistungsbilanz	LB	Leistungsbilanzsaldo als Anteil am BSP	DIW
private Ersparnis	PS	Logarithmus der Ersparnis des privaten Sektors, deflationiert mit dem WPI	DIW
Staatersparnis	GS	Finanzierungssaldo des Staates als Anteil am BSP	DIW
Bruttosozialprodukt	Y	Logarithmus des realen BSP in 1990 Preisen	IWF, IFS
Bruttoinlandsprodukt der OECD	WELT	Logarithmus des BIP der OECD Länder ohne Deutschland in Preisen von 1990 als Proxy für das BIP der Welt	IWF, IFS
Geldmenge	MS	Logarithmus von M1 deflationiert mit dem WPI	OECD, MEI
Realzins	R	Kurzfristiger Zinssatz (jährlich) zwischen Banken; deflationiert mit der Änderungsrate des WPI (vierteljährlich) über das letzte Jahr	IWF, IFS
Realer Effektiver Wechselkurs	REER	Mit den Handelsanteilen gewogener, realer Außenwert der DM gegenüber 18 Industrieländern, Basis 1990	Bundesbank
Dependenzverhältnis	DEP	Logarithmus des Verhältnis von 25 bis 64-jährigen zur Gesamtbevölkerung; es liegen nur jährliche Daten vor, und so wurde unterstellt, daß das Verhältnis innerhalb eines Jahres konstant geblieben ist	Eurostat
Deflator		Wholesale Price Index, Basis 1990	IMF, IFS

Anhang 3: Ergebnisse der Tests auf Integration

Tabelle A.3: USA - Ergebnisse der Tests auf Integration

Variable	Modell*	Test auf I(0)			Test auf I(1)	Ergebnis
		Niveau t-Wert	Konstante t-Wert	Trend t-Wert	Delta t-Wert	
LB	-	-0,6653			-3,4511	random walk
	K	-1,9100	-2,3379		-10,5095	
	TK	-3,9225	2,1533	-3,1596	-10,4536	
PS	-	3,1905			-6,8417	random walk mit drift ^{a)}
	K	-1,8207	2,2172		-9,9106	
	TK	-4,0055	4,1657	3,6773	-9,9323	
GS	-	0,2010			-7,7903	random walk
	K	-0,7446	-1,2016		-10,1732	
	TK	-2,1218	0,8802	-2,0024	-15,6831	
Y	-	4,3820			-2,6077	random walk mit drift ^{a)}
	K	-1,8343	2,0168		-5,5575	
	TK	-2,7360	2,7737	2,5307	-8,2600	
WELT	-	2,8724			-1,5422	random walk mit drift ^{a)}
	K	-1,4806	1,7746		-3,9788	
	TK	-2,3225	2,4028	2,1042	-7,8449	
MS	-	1,3022			-2,7482	random walk mit drift ^{a)}
	K	0,3775	0,4477		-4,7345	
	TK	-0,5679	0,5090	1,4870	-7,3849	
R	-	-0,8298			-5,8425	random walk
	K	-2,3442	1,7981		-5,7560	
	TK	-2,0815	1,6402	0,0715	-8,5680	
REER	-	0,2735			-4,5422	random walk
	K	-2,5239	2,5105		-5,4933	
	TK	-2,4320	2,4713	0,0664	-8,6387	
DEP	-	3,4830			-2,1576	random walk mit drift ^{a)}
	K	-1,3967	1,4590		-4,5693	
	TK	-1,0018	1,0241	0,7230	-9,2576	
^{a)} „-“: Modell ohne Drift und Trend, „K“: Modell mit Drift, „TK“: Modell mit Drift und Trend.						
^{a)} Entscheidung anhand der t- Werte unter Berücksichtigung der Graphik.						

Tabelle A.4: Deutschland - Ergebnisse der Tests auf Integration

Variable	Modell*	Test auf I(0)			Test auf I(1)	Ergebnis
		Niveau t-Wert	Konstante t-Wert	Trend t-Wert	Delta t-Wert	
LB	-	0,45607			-6,62211	random walk
	K	1,30261	-1,54365		-8,11598	
	TK	1,51914	1,48057	-1,95990	-11,78423	
PS	-	-3,29386			-5,03083	random walk ^a
	K	-3,22779	-2,13914		-16,15163	
	TK	-2,65918	-1,84427	1,20696	-16,66223	
GS	-	-1,68816			-4,63735	random walk ^b
	K	-4,15759	-3,64858		-9,45344	
	TK	-4,43382	-0,85043	-1,68318	-20,27389	
Y	-	3,81089			-2,85495	random walk mit drift
	K	-2,194	2,43732		-5,13281	
	TK	-1,89565	1,9745	1,50983	-10,78077	
WELT	-	3,4723			-1,4165	random walk mit drift
	K	-3,6837	4,0670		-5,9563	
	TK	-2,0780	2,1870	1,5510	-13,5093	
MS	-	2,99412			-2,98284	random walk mit drift
	K	0,59752	-0,48619		-6,34608	
	TK	-1,13912	2,39485	1,28933	-9,06748	
R	-	0,41340			-7,69274	random walk
	K	-1,85196	1,81672		-6,99112	
	TK	-2,40755	0,25011	1,57372	-8,74323	
REER	-	0,05694			-6,22267	random walk
	K	-2,09502	2,06983		-7,26631	
	TK	-2,09503	2,06605	-0,22418	-9,21204	
DEP	-	2,29725			-5,11951	random walk mit drift
	K	3,52775	-3,52771		-5,67311	
	TK	1,69569	-1,71573	0,04564	-21,77876	

^{a)} „-“: Modell ohne Drift und Trend, „K“: Modell mit Drift, „TK“: Modell mit Drift und Trend.

^{a)} Entscheidung anhand der Graphik.

^{b)} Entscheidung anhand der t- Werte unter Berücksichtigung der Graphik.

Anhang 4: Ergebnisse der Tests auf schwache Exogenität

Für die Tests auf schwache Exogenität wird ein von BOSWIJK (1991) vorgeschlagener LM-Test durchgeführt. Aus den geschätzten Fehlerkorrekturmodellen werden die Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht, also der Fehlerkorrekturterm, berechnet. Diese beiden Variablen werden in einem VAR der als schwach exogen angenommenen Variablen als zusätzliche Regressoren aufgenommen. Die Nullhypothese schwacher Exogenität kann mittels eines Signifikanztests der Fehlerkorrekturterme im VAR überprüft werden. Die LM-Statistik ist χ^2 (Zahl der Restriktionen) verteilt.

Die Lag-Länge des VAR wird mit dem Akaike Informationskriterium, dem Augmented Akaike Informationskriterium, dem Schwartz Kriterium und dem Hannan-Quinn Kriterium bestimmt. Für die USA wird die Laglänge eins und für Deutschland die Lag-Länge zwei gewählt.

Tabelle A.5: Ergebnisse der Tests auf schwache Exogenität

Variable/Variablengruppe	USA	Deutschland
GS	7,2761 2,63%	9,1426 1,03%
Y	1,4496 48,84%	0,0306 98,48%
WELT	1,4687 47,98%	0,788667 42%
MS	entfällt	3,9381 13,96%
REER	0,0386 98,09%	2,2649 32,22%
DEP	19,8005 0,00%	entfällt
R	5,3167 7,00%	entfällt
Y, WELT, REER, R	9,8930 27,26%	entfällt
GS, Y, WELT, REER, R	21,1080 2,04%	entfällt
GS, Y, WELT, MS, REER	entfällt	14,2207 16,32%
Der erste Wert gibt den Wert der LM-Statistik, der zweite das Signifikanzniveau an. Es werden jeweils nur die relevanten Ergebnisse angegeben.		

Bibliographie

- ALEXANDER, S. S. (1959), "Effects of a Devaluation: A Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches". In: *American Economic Review*, No 1, S. 22-42.
- ANDO, A., F MODIGLIANI (1963), "The 'Life Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests". In: *American Economic Review*, No 1, S. 55-84.
- APPLEYARD, D. R., A. J. FIELD (1992), *International Economics*. Homewood/ Boston.
- BAHMANI-OSKOOE, M. (1992), "What Are the Long-Run Determinants of the U.S. Trade Balance?". In: *Journal of Post Keynesian Economics*, No 1, S. 85-97.
- BAILEY, N. A., R. COHEN (1987), *The Mexican Time Bomb. A Twentieth Century Fund Paper*. New York.
- BANERJEE, A., J. J. DOLADO, J. W. GALBRAITH, D. F. HENDRY (1993), *Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. New York.
- BANERJEE, A., J. J. DOLADO, D. F. HENDRY, G. W. SMITH, (1986), "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Methods: Some Monte Carlo Evidence". In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, No 3, S. 253-277.
- BANERJEE, A., J. J. DOLADO, R. MESTRE (1992), *On Some Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity*.
- BARRO, R. J. (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?". In: *Journal of Political Economy*, No 6, S. 1095-1117.
- BOSWIJK, P. H. (1991), "The LM-Test for Weak Exogeneity in Error Correction Models". In: Report AE 13/91, S. ?. Institute of Actuarial Science and Economics, University of Amsterdam.
- BOSWIJK, P. H. (1994), "Testing for an Unstable Root in Conditional and Structural Error Correction Models". In: *Journal of Econometrics*, S. 37-60.
- BOSWORTH, B. P. (1993), *Saving and Investment in a Global Economy*. Washington.
- BUITER, W. H. (1981), "Time Preference and International Lending and Borrowing in an Overlapping-Generations Model". In: *Journal of Political Economy*, No 4, S. 769-797.
- CAMPBELL, J. Y., P. PERRON (1991), "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots". In: *Econometric Research Program Research Memorandum*, No 360.
- DEUTSCHE BUNDESBANK (1995), "Änderungen in der Systematik der Zahlungsbilanz". In: *Monatsbericht März*, S. 33-43.

- DEUTSCHE BUNDESBANK (1996a), "Die längerfristige Entwicklung des privaten Verbrauchs in Deutschland und seine Bestimmungsgründe". In: Monatsbericht Juli, S. 17-29.
- DEUTSCHE BUNDESBANK (1996b), "Die mittelfristige Entwicklung der Finanzierungsverhältnisse in den wichtigsten Industriestaaten". In: Monatsbericht August, S. 59-72.
- DIAMOND, P. A. (1965), "National Debt in a Neoclassical Growth Model". In: American Economic Review, S. 1126-1150.
- DORNBUSCH, R. (1980), Open Economy Macroeconomics. New York.
- ENGLE, R. F., C. W. J. GRANGER (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". In: Econometrica, No 2, S. 251-276.
- FELDSTEIN, M. (1992), The Budget and Trade Deficits Aren't Real Twins. Working Paper No 3966, National Bureau of Economic Research, Inc.
- GILBERT, C. L. (1986), "Practitioners' Corner: Professor Hendry's Econometric Methodology". In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No 3, S. 283-307.
- HANSEN, G. (1991), "Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Ökonometrie". In: Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, S. 337-399.
- HANSEN, G. (1992), "Kausalität in der Ökonometrie — Ein kurzer Rückblick bis 1950". In: Allgemeines Statistisches Archiv, No 1, S. 111-121.
- HANSEN, G. (1993), Quantitative Wirtschaftsforschung. München.
- HENDRY, D. F. (1987), "Econometrics in Action". In: Empirica — Austrian Economic Papers, No 2, S. 135-156.
- HILL, J. K. (1990), "The Trade Balance and the Real Exchange Rate. in Economic Review". In: ? (Federal Reserve Bank of Dallas), S. 1-15.
- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". In: Journal of Economic Dynamics and Control, S. 231-254.
- JOHANSEN, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Autoregressive Models". In: Econometrica, S. 1551-1580.
- JOHANSEN, S. (1992a), "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend". In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No 3, S. 282-297.
- JOHANSEN, S. (1992b), "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis". In: Journal of Econometrics, S. 389-402.

- JOHANSEN, S., K. JUSELIOUS (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration — With Applications to the Demand for Money". In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, No 2, S. 169-210.
- KIM, Y. (1992), "External Adjustment and Exchange Rate Flexibility: Some Evidence From U.S. Data". In: *The Review of Economics and Statistics*, S. 176-181.
- LEIDERMAN, L., M. I. BLEJER (1987), *Modelling and Testing Ricardian Equivalence: A Survey*. Working Paper No. 35. International Monetary Fund.
- LEE, H.-H., J. A. STONE (1994), "Product and Process Innovation in the Product Life Cycle: Estimates for U.S. Manufacturing Industries". In: *Southern Economic Journal*, No 3, S. 754-763.
- MCKINNON, R. I. (1990), "The Exchange Rate and the Trade Balance: Insular Versus Open Economies". In: *Open Economies Review*, No 1, S. 17-37.
- MUSCATELLI, V. A., S. HURN (1992), "Econometric Modelling Using Cointegrated Time Series". University of Glasgow Discussion Papers in Econometrics, No 9219.
- NIEHANS, J. (1986), *International Monetary Economics*. Baltimore.
- SACHS, J. D., F. LARRAIN (1993), *Macroeconomics in the Global Economy*. New York u.a.
- SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN ENTWICKLUNG (1995), *Jahresgutachten 1995/96*. Stuttgart.
- SANTILLÁN, J. (1991), *The Adequacy and Allocation of World Savings*. *Economic Papers*, No 88.
- SEATER, J. J. (1993), "Ricardian Equivalence". In: *Journal of Economic Literature*, No. ?, S. 142-190.
- SIEBERT, H. (1987), "Foreign Debt and Capital Accumulation". In: *Weltwirtschaftliches Archiv*, No 4, S. 618-630.
- SIEBERT, H. (1989), "The Half and the Full-Debt-Cycle". In: *Weltwirtschaftliches Archiv*, No 2, S. 217-229.
- SIEBERT, H. (1991), *Außenwirtschaft*, 5. Auflage. Stuttgart.
- SIEBERT, H. (1993), *German Unification and Its Impact on Net Savings*. *Kieler Diskussionsbeiträge*, Nr. 216.
- SÜDDEUTSCHE ZEITUNG, *Schulden wachsen rascher als Einheits-Kosten*. Nr. 174 vom 30.7.1996, S. 20.

TSIANG, S. C. (1961), "The Role of Money in Trade-Balance Stability: A Synthesis of the Elasticity and Absorption Approaches". In: American Economic Review, No 5, S. 912-936.

URBAIN, J.-P. (1993), Exogeneity in Error Correction Models. Berlin u.a.

WILLMS, M. (1992), Internationale Währungspolitik. München.

Statistische Quellen

DEUTSCHES INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, August 1994.

DEUTSCHE BUNDESBANK, Monatsbericht Juli 1996.

CITIBANK, Citibase, August 1994.

EUROSTAT, August 1994

INTERNATIONALER WÄHRUNGSFONDS, International Financial Statistics, August 1994.

OECD, Main Economic Indicators, August 1994.

SACHVERSTÄNDIGENRAT, Jahresgutachten 1995/96, Stuttgart 1995.

STATISTISCHES BUNDESAMT, Statistisches Jahrbuch, verschiedene Jahrgänge.

STATISTISCHES BUNDESAMT, Erste Ergebnisse der Inlandsproduktsberechnung 1995, Wiesbaden 1996a.

STATISTISCHES BUNDESAMT, Vierteljahresergebnisse der Inlandsproduktsberechnung, 1. Vierteljahr 1996, Wiesbaden 1996b.