

Strauß, Hubert

**Working Paper**

## Eingleichungsmodelle zur Prognose des deutschen Außenhandels

Kiel Working Paper, No. 987

**Provided in Cooperation with:**

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

*Suggested Citation:* Strauß, Hubert (2000) : Eingleichungsmodelle zur Prognose des deutschen Außenhandels, Kiel Working Paper, No. 987, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/17689>

**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.*

**Institut für Weltwirtschaft**  
Düsternbrooker Weg 120  
24105 Kiel

**Kieler Arbeitspapier Nr. 987**

**Eingleichungsmodelle zur Prognose  
des deutschen Außenhandels**

**von**

**Hubert Strauß**

Juni 2000

*Für den Inhalt der Kieler Arbeitspapiere sind die jeweiligen Autorinnen und Autoren verantwortlich, nicht das Institut. Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregungen und Kritik direkt an die Autorinnen und Autoren zu wenden und etwaige Zitate mit ihnen abzustimmen.*

# **Eingleichungsmodelle zur Prognose des deutschen Außenhandels**

## Zusammenfassung:

Sowohl die deutschen Exporte als auch die Importe von Waren und Dienstleistungen weisen im Zeitraum 1974–1999 bezüglich der zugrunde liegenden Aktivitätsvariablen eine langfristige Elastizität von jeweils rund 1,5 auf. Die Langfristelastizität in Bezug auf den realen Außenwert der D-Mark fällt mit rund  $-0,5$  für die Exporte und  $0,1$  für die Importe dagegen recht unterschiedlich aus. Die kurzfristige Anpassungsdynamik ist durch eine größtenteils kontemporäre Reaktion auf konjunkturelle Änderungen gekennzeichnet, während Wechselkursänderungen einige Quartale benötigen, um voll zu wirken. Dies ergeben Schätzungen nach dem Fehlerkorrekturmodell. Ein Vergleich zeigt, dass die Industrieproduktion im Ausland einen höheren Erklärungsgehalt für die Entwicklung der Ausfuhr hat als das ausländische Bruttoinlandsprodukt und daher auch genauere Prognosen ermöglicht.

## Abstract:

The paper presents single-equation error-correction models of aggregate German exports and imports. The long-run elasticities with respect to foreign production and to total demand in Germany, respectively, amount to about 1.5. However, imports react much less flexibly than exports to changes in the real effective exchange rate of the D-mark ( $0.1$  versus  $-0.5$ ) during the sample period (1974 to 1999). The short-run dynamics reveal that most of the trade effects of changes in economic activity occur contemporaneously whereas changes in the external value of the German currency need several quarters to feed through trade volumes. It turns out that a trade-weighted index of industrial production abroad fits historical export quantities better than foreign GDP.

Schlagworte: Außenhandelselastizität; Exporte; Importe; realer Wechselkurs; Fehlerkorrekturmodell; Konjunkturprognose

JEL Klassifikation: E 32; F 41

## **Hubert Strauß**

Institut für Weltwirtschaft

24100 Kiel

Telefon: (0431) 8814-258

Telefax: (0431) 8814-525

E-mail: [strauss@ifw.uni-kiel.de](mailto:strauss@ifw.uni-kiel.de)

# Inhaltsverzeichnis

<b>I.</b>	<b>Notwendigkeit modellgestützter Außenhandelsanalysen.....</b>	<b>1</b>
<b>II.</b>	<b>Makroökonomische Bestimmungsgründe von Exporten und Importen .....</b>	<b>4</b>
	1. Determinanten der Ausfuhr .....	4
	2. Determinanten der Einfuhr .....	6
	3. Verwendete Zeitreihen .....	7
<b>III.</b>	<b>Ökonometrische Schätzergebnisse.....</b>	<b>14</b>
	1. Schätzverfahren .....	14
	2. Ergebnisse für Exportmodell 1.....	16
	3. Ergebnisse für Exportmodell 2.....	20
	4. Vergleich der beiden Exportmodelle .....	21
	5. Ergebnisse für die deutschen Importe .....	29
<b>IV.</b>	<b>Prognose des deutschen Außenhandelsvolumens in den Jahren 2000 und 2001.....</b>	<b>38</b>
<b>V.</b>	<b>Schlussfolgerungen und Ausblick.....</b>	<b>40</b>
<b>Anhang.....</b>		<b>43</b>
	A1. Datenquellen und Konstruktion der Regressoren .....	43
	A2. Bestimmung des Integrationsgrades der Zeitreihen.....	45
	A3. Tests auf schwache Exogenität.....	47
	<b>Literaturverzeichnis .....</b>	<b>49</b>

## I. Notwendigkeit modellgestützter Außenhandelsanalysen

Eine möglichst genaue Prognose des Außenhandels ist für die Einschätzung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung in kleinen offenen Volkswirtschaften wie der Bundesrepublik Deutschland von hoher Bedeutung. In den vergangenen Jahren haben sich zeitreihenanalytische Verfahren wie die Kointegrationsanalyse zur Vorausschätzung von Export- bzw. Importvolumina auch bei Konjunkturpraktikern mehr und mehr durchgesetzt.<sup>1</sup> Die Vorteile dieser ökonometrischen Methoden liegen auf der Hand:

- Die Kenntnis der langfristigen Elastizitäten des Außenhandels bezüglich seiner Bestimmungsgründe verspricht einen geringeren Prognosefehler.<sup>2</sup>
- Da in die Außenhandelsmodelle andere zu prognostizierende Größen wie die Wirtschaftsaktivität in Deutschland und die bei den wichtigsten Handelspartnern eingehen, werden Inkonsistenzen zwischen den Teilprognosen vermieden.
- Prognosefehler können zerlegt werden in einen Anteil, der auf fehlerhaften Annahmen und in einen Anteil, der auf Modellunvollkommenheiten beruht. Dies erhöht die Transparenz und zeigt auf, wo sich zusätzlicher Forschungsaufwand zur Fehlerbehebung am meisten lohnt.
- Soweit Modellunvollkommenheiten den Prognosefehler verursachen, können Stabilitätsanalysen Hinweise darauf liefern, wie stark sich die — annahm gemäß konstanten — Elastizitäten im Zeitablauf verändern und ob Strukturbrüche vorliegen.

---

<sup>1</sup> Zu Schätzungen der deutschen Ausfuhr bzw. Einfuhr auf hohem Aggregationsniveau vgl. Döpke und Fischer (1994), Lapp et al. (1995), Fischer (1995), Clostermann (1996), Deutsche Bundesbank (1998a) und Strauß (1998a). Nach Branchen differenzierte Schätzungen finden sich in Lucke (1998) und Meier (1998).

<sup>2</sup> Zur ernüchternden Performance von Prognosen der westdeutschen Ausfuhr im Zeitraum 1976 bis 1994 vgl. Döpke und Langfeldt (1995: 5).

Abgesehen von diesen grundsätzlichen Erwägungen ist der Bedarf an aktualisierten Schätzmodellen derzeit besonders hoch. Erstens entsteht in der wirtschaftspolitischen Debatte bisweilen der Eindruck, mit der Einführung des Euro habe die Bedeutung des realen Außenwerts der D-Mark für die deutsche Ausfuhr nachgelassen. Daher ist es von Interesse zu überprüfen, ob sich die Wechselkurselastizität in der jüngsten Vergangenheit verringert hat. Zweitens veröffentlichte das Statistische Bundesamt (1999a) mit der Umstellung auf das Europäische System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (ESVG95) geänderte Export- und Importzeitreihen für die neunziger Jahre.<sup>3</sup> Drittens berechnet die Deutsche Bundesbank (1998b) den Indikator für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit, der mit dem realen Außenwert der D-Mark identisch ist und alle Drittmarkteffekte von Währungsbewegungen berücksichtigt, nunmehr auch gegenüber einem breiten Länderkreis (38 Länder), wodurch sich die Einschätzung der Preiswirkungen von Währungskrisen in Schwellenländern auf den deutschen Außenhandel erheblich verbessern dürfte.

Für die Schätzung der Nachfrage nach deutschen Exporten stehen mehrere Variablen der Auslandsaktivität zur Auswahl, von denen sich das Welthandelsvolumen und die Industrieproduktion im Ausland empirisch besonders gut behauptet haben. Da Welthandelsdaten nur mit einer erheblichen Verzögerung veröffentlicht werden und zu ihrer Prognose bedeutend mehr Informationen benötigt werden — neben der Einschätzung der konjunkturellen Entwicklung in

---

<sup>3</sup> So weisen beispielsweise die Exporte nach ESVG95 auch unter Berücksichtigung des neuen Basisjahres (1995) zu Beginn des Jahrzehnts ein höheres Niveau, in der ersten Hälfte der neunziger Jahre einen flacheren und danach einen steileren Anstieg auf als nach ESVG, 2. Auflage. Das gleiche gilt für die Importe mit der Ausnahme, dass der Einbruch im Jahr 1993 weniger stark ausfiel als bisher angenommen. Zum Unterschied zwischen alten und neuen Zeitreihen tragen Revisionen, insbesondere die des Intra-EU-Handels, sowie geänderte Gewichte der den Deflatoren zugrunde liegenden Waren und Dienstleistungen am stärksten bei. Unter den Konzeptänderungen ist lediglich die Verbuchung von erhaltenen (getätigten) Lizenzzahlungen als Dienstleistungsexport (-import) statt wie bisher als Vermögenseinkommen quantitativ bedeutsam (Statistisches Bundesamt 1999a: 13).

den bedeutendsten Wirtschaftszentren der Erde müssen die Aussenhandelselastizitäten in hinreichend disaggregierter Form vorliegen, eignet sich der Welt-handel vor allem als vergangenheitsorientiertes Analyseinstrument. Neben der hier bevorzugten ausländischen Industrieproduktion („Exportmodell 1“) wird in „Exportmodell 2“ ein Index des ausländischen Bruttoinlandsprodukts (BIP) als Aktivitätsvariable verwendet. Damit soll die Möglichkeit geschaffen werden, Prognosen verschiedener Institutionen besser miteinander vergleichbar zu machen und etwa zu ermitteln, ob eine optimistischere Exportprognose auf einer stärkeren Einschätzung der Auslandskonjunktur oder auf einer höher veranschlagten Partizipation des deutschen Außenhandels am Wachstum der Weltwirtschaft beruht. Dem Importmodell liegen als Aktivitätsvariable die Gesamtnachfrage in Deutschland und als Preisvariable — wie im Exportmodell — der reale Außenwert der D-Mark zugrunde.

Im Folgenden werden die theoretischen Bestimmungsgründe der aggregierten Export- bzw. Importnachfrage kurz rekapituliert (Abschnitt 2), sodann die ökonomischen Schätzergebnisse vorgestellt (Abschnitt 3) und auf ihre Fähigkeit überprüft, den historischen Verlauf des deutschen Außenhandels in den vergangenen 25 Jahren nachzuvollziehen. In Abschnitt 4 werden mit Hilfe der Modelle die deutschen Exporte und Importe prognostiziert. Abschließend werden die Ergebnisse zusammengefaßt und Möglichkeiten der Vertiefung der Analyse diskutiert.

## **II. Makroökonomische Bestimmungsgründe von Exporten und Importen**

Empirischen Modellen der Nachfrage nach Exporten und Importen ist in der Regel gemeinsam, dass sie eine Einkommens- und eine Preisvariable sowie in vielen Fällen eine Proxy für die Zunahme der internationalen Arbeitsteilung

enthalten. Für das Angebot grenzüberschreitender Lieferungen und Leistungen ist die relative Profitabilität der Exportaktivität im anbietenden Land maßgeblich.

## **1. Determinanten der Ausfuhr**

Als eine wichtige Determinante der Nachfrage nach Exporten erachtet die Theorie das Geldeinkommen in der übrigen Welt. Nimmt dieses zu, erleichtert sich die Budgetrestriktion, unter der ausländische Wirtschaftssubjekte ihren Nutzen maximieren; in der Folge steigt deren Nachfrage nach Konsum- und Investitionsgütern, die in einem System offener Volkswirtschaften durch vermehrte Einfuhren gedeckt wird (Rose 1989: 153f.). Davon profitiert der Auslandsabsatz der betrachteten Volkswirtschaft umso stärker, je höher ihr Anteil am ausländischen Import ist.

Als zweite wesentliche Größe beeinflusst die preisliche Wettbewerbsfähigkeit den Export. Sie verbessert sich durch eine nominale Abwertung der Landeswährung oder dadurch, dass Preise und Kosten im Inland langsamer steigen als im Ausland. Dann fallen die Fremdwährungspreise für inländische Produkte, die Nachfrage nach ihnen und damit der Auslandsabsatz nehmen zu (Siebert 1994: 227ff.). Dieser Überlegung liegt die realistische Annahme zugrunde, dass der überwiegende Teil der von Deutschland angebotenen Güter unvollkommene Substitute der ausländischen Güter sind; folglich weist die Nachfrage nach Exporten eine negative Eigenpreis- und eine positive Kreuzpreiselastizität auf (Sawyer und Sprinkle 1999: 10).

Weiterhin wird Freiheit von Geldillusion unterstellt, d.h. eine gleichzeitige Verdoppelung des nominalen Einkommens, der inländischen sowie der ausländischen Preise bleibt auf die nachgefragte Exportmenge ohne Auswirkungen. Deshalb können die Determinanten mit dem ausländischen Preisniveau normiert

werden, und die Analyse beschränkt sich auf das ausländische Realeinkommen und das relative Exportpreisniveau.

Kurz zusammengefasst postuliert die Theorie eine positive Beziehung zwischen realer ausländischer Wirtschaftsaktivität und Export, während letztere vom relativen Exportpreis in Fremdwährung negativ abhängen.

Einkommen und Wechselkurs allein erklären nicht, weshalb seit mehreren Jahrzehnten der internationale Handel stärker wächst als die Weltwirtschaftsleistung. Während dafür zunächst der Abbau von Handelshemmnissen ausschlaggebend war, verursacht in der jüngeren Vergangenheit die dadurch ermöglichte stärkere räumliche Zergliederung des Produktionsprozesses eine Zunahme des grenzüberschreitenden Güterverkehrs. Weltweit haben Unternehmen ihre Fertigungstiefe verringert und beziehen Zwischenprodukte zur Ausnutzung von Kosten- und Qualitätsvorteilen immer häufiger von ausländischen Zulieferern. Viele Erzeugnisse passieren während ihrer Herstellung mehrmals die Landesgrenze, so dass das kumulierte Handelsvolumen die in dem Produkt enthaltene Wertschöpfung um ein Vielfaches übersteigen kann. Nachfrageseitig wird der positive Exporttrend durch die immer höhere Bedeutung des monopolistischen Produktwettbewerbs verstärkt, wie die rasante Zunahme des intra-industriellen Handels belegt.<sup>4</sup>

Aus markttheoretischer Sicht reicht die alleinige Betrachtung der Nachfrage nicht aus, um Aussagen über gehandelte Mengen treffen zu können. Preis und Menge bestimmen sich simultan durch die Interaktion von Anbietern und Nachfragern. Als wichtigste Einflussgrößen des inländischen Exportangebots sind der im Ausland erzielbare Preis und der Absatzpreis im Inland zu nennen.<sup>5</sup>

---

<sup>4</sup> Allerdings lässt sich dieser nachfrageinduzierte Effekt auf der aggregierten Ebene nicht sauber vom Einfluss des ausländischen Realeinkommens trennen, da monopolistische Konkurrenz vor allem bei einkommenssuperioren Gütern beobachtet wird.

<sup>5</sup> Der inländische Absatzpreis weist im allgemeinen einen prozyklischen Verlauf auf. Manche Autoren testen daher den (vermutlich negativen) Zusammenhang zwischen der

Der überwiegende Teil der empirischen Studien über Außenhandelsvolumina beschränkt sich dennoch auf die Nachfrageseite, was unter der Annahme zulässig ist, dass die Angebotsfunktion unendlich preiselastisch, das Inland also Preisnehmer auf dem Weltmarkt ist (Sawyer und Sprinkle, a.a.O.: 10f.). Dieser gängigen Praxis schließt sich diese Arbeit an.<sup>6</sup>

## 2. Determinanten der Einfuhr

Die Überlegungen zu den Bestimmungsgründen der Einfuhr laufen analog zu denen der Ausfuhr. Änderungen des inländischen Volkseinkommens führen zu Änderungen der aggregierten Importnachfrage in gleicher Richtung.<sup>7</sup> Importe werden im Aggregat als unvollkommene Substitute inländischer Güter verstanden (Sawyer und Sprinkle, a.a.O.: 6ff.). Folglich sinkt die Nachfrage nach ausländischen Waren und Dienstleistungen, wenn diese sich relativ zu inländischen verteuern, sei es durch eine Abwertung der heimischen Währung, eine höhere Inflationsrate im Ausland oder durch den Versuch ausländischer Anbieter, ihre Gewinnmargen auszudehnen. Auch für Importe gilt, dass sie im Trend stärker zunehmen als die relevante reale Aktivitätsgröße, wofür sinkende Zollschränken, die Zunahme der handelbaren Waren- und Dienstleistungskategorien sowie der am internationalen Handel beteiligten Länder, die fortschreitende internationale Arbeitsteilung und die wachsende Bedeutung des intra-industriellen Handels verantwortlich sind.

---

Kapazitätsauslastung in der Industrie und den Exporten. Döpke und Fischer (1994) finden jedoch keinen signifikanten Einfluss.

<sup>6</sup> Streng genommen müsste die Annahme unendlicher Preiselastizität natürlich überprüft werden. Virmani (1991) schlägt vor, die Exportangebotsfunktion nach dem Exportpreis aufzulösen und in dieser impliziten Angebotsfunktion zu testen, ob der Koeffizient der Exportmenge null ist.

<sup>7</sup> Entgegengesetzte Vorzeichen haben Einkommens- und Importänderung nur bei absolut einkommensinferioren Gütern. Deren Anteil an der Gesamteinfuhr ist jedoch sehr gering.

Wie bei der Ausfuhr wird die Angebotsseite per Annahme ausgeblendet: Die ausländischen Anbieter dehnen ihr Importangebot infolge einer einprozentigen Erhöhung des von ihnen erzielten „Dollarpreises“ in Deutschland ebenso stark aus wie bei einem einprozentigen Rückgang des Absatzpreises auf ihrem Heimatmarkt, und diese Mengenreaktionen werden als sehr groß angenommen, d.h. die ausländischen Anbieter sind wie die Inländer Preisnehmer auf den Weltmärkten. Die eingeführte Menge wird somit allein von der Nachfrageseite determiniert.

Für die Importe wird folglich eine positive Abhängigkeit vom inländischen Realeinkommen und eine negative vom relativen Importpreis erwartet.

### **3. Verwendete Zeitreihen**

Die Exportnachfrage wird alternativ auf die Industrieproduktion im Ausland und auf das ausländische BIP regressiert. Beide Variablen werden jeweils durch die Bildung des gewogenen Durchschnitts der Wirtschaftsaktivität bei den wichtigsten Handelspartnern gebildet, mit deren Anteilen am deutschen Export als Gewichte.<sup>8</sup> Als Preisvariable dient der reale Außenwert der D-Mark gegenüber einem breiten Länderkreis. Er hat den Vorzug, dass er mehrere mögliche Ursachen für eine Veränderung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit (Devisenkursänderungen, Kosten- und Preisänderungen im Inland bzw. im Ausland) in einer einzigen Kennzahl vereinigt. Bei dem hier verwendeten Außenwertkonzept wird der nominale Außenwert der D-Mark bereinigt um die Unterscheide zwischen dem deutschen und dem ausländischen Niveau der Verbraucherpreise.

Diese Art der Deflationierung hat zwar den konzeptionellen Nachteil, dass auch die Preise international nicht gehandelter Güter in den Index eingehen. Doch zum

---

<sup>8</sup> Eine genaue Beschreibung der Daten und Berechnungsmethoden enthält Anhang A1.

einen sind konkurrierende Deflationierungsmethoden, insbesondere die mit den Lohnstückkosten im verarbeitenden Gewerbe<sup>9</sup>, ebenfalls nicht frei von Mängeln und in ihrer internationalen Vergleichbarkeit zum Teil eingeschränkt (für den Fall der Arbeitskosten vgl. Hinze 1997: 212). Zum anderen zeigen ökonometrische Vergleichsanalysen zur Indikatorqualität des realen Außenwerts für die Entwicklung des Außenhandels, dass die breiten Preisindizes den engeren Preis- und Kostenkonzepten deutlich überlegen sind (Deutsche Bundesbank 1994 und 1998c).

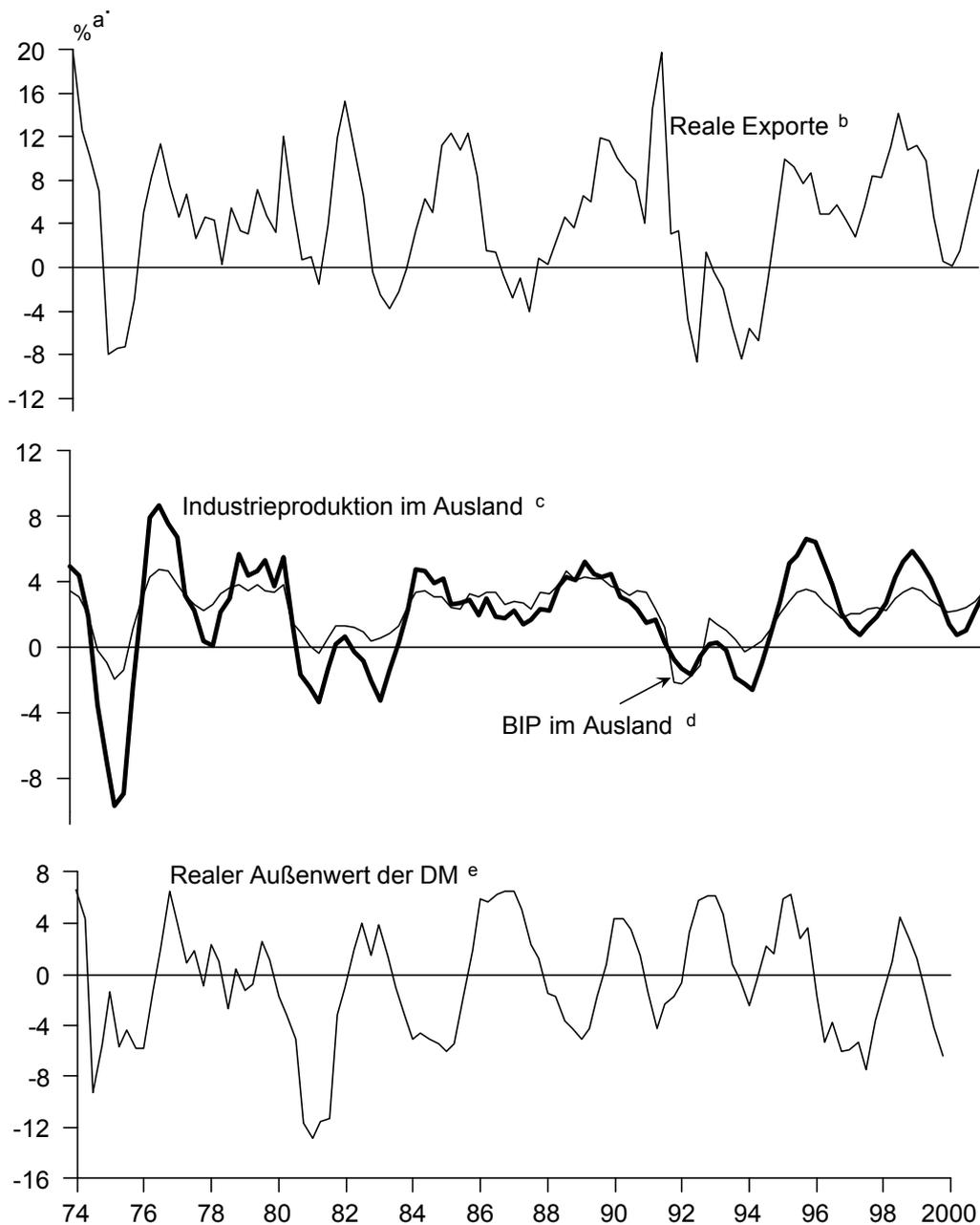
Die positive Beziehung zwischen Export und Auslandsaktivität wird aus der Inspektion der Veränderungen beider Variablen im Zeitablauf unmittelbar einsichtig (Schaubild 1). Weniger deutlich ist der tendenzielle Gegenlauf zwischen Ausfuhr und DM-Außenwert, weil er von konjunkturellen Einflüssen überlagert wird. Es lassen sich jedoch Phasen identifizieren, in denen eine Abwertung der D-Mark entweder die Folgen einer Rezession im Ausland abmildert (1980/81) oder die eines Aufschwungs verstärkt (1999). Umgekehrt verhinderte ein erstarrender DM-Außenwert die Entfaltung einer Exportkonjunktur in den Jahren 1985/86 bzw. verschärfte die Auswirkungen der Rezession 1993/94.

Die Importnachfrage wird häufig mit dem inländischen BIP als Aktivitätsvariable geschätzt. Da wir die in der Literatur eher seltene entstehungsseitige Modellierung über eine aggregierte Produktionsfunktion hier nicht verfolgen, sondern über die Verwendungsseite argumentieren, besteht das Problem, dass

---

<sup>9</sup> Die Lohnstückkosten im verarbeitenden Gewerbe sind als Preisindex für die Exportwirtschaft viel zu eng gewählt, weil sie die Kosten- und Preisentwicklung wichtiger Inputs (z.B. Material, produktionsnahe Dienstleistungen) unberücksichtigt lässt.

Schaubild 1: Makroökonomische Bestimmungsgründe der deutschen Exporte



<sup>a</sup>Veränderung gegenüber Vorjahr. - <sup>b</sup>Waren und Dienstleistungen. Bis 1990 IV westdeutsche VGR-Exporte nach alter Systematik; ab 1991 I gesamtdeutsche Exporte nach ESVG 95. - <sup>c</sup>Verarbeitendes Gewerbe, Energieerzeugung und Bergbau in 18 OECD-Partnerländern, gewichtet mit deren Anteilen an der deutschen Warenausfuhr 1998. <sup>d</sup>Reales BIP in 22 Industrieländern, gewichtet mit deren durchschnittlichem Anteil am deutschen Export in den Jahren 1996 bis 1998. - <sup>e</sup>Nominaler Außenwert der D-Mark gegenüber 38 Währungen, deflationiert mit dem Verhältnis der Verbraucherpreisniveaus und geometrisch gemittelt mit dem Anteil jedes Landes am Konkurrenzangebot auf den Exportmärkten der Bundesrepublik (Bundesbank 1999.)

das BIP die Importe (mit negativem Vorzeichen) enthält und deshalb schon konzeptionell keine exogene Erklärungsgröße darstellt. Die Importe werden daher zum BIP hinzugerechnet; die so entstehende „Gesamtnachfrage“ ( $IVX$ ) entspricht definitionsgemäß der Summe aus inländischer Verwendung ( $IV$ ) und Exporten ( $X$ ):

$$[1] \quad IVX \equiv IV + X = C + I + G + X = BIP + M$$

Da zur Herstellung von Exportgütern Importe nötig sind, ist die Einbeziehung der Exporte in die inländische Aktivitätsvariable nicht nur korrekt, sie ist wegen der langfristig unterschiedlichen Wachstumsdynamik von inländischer Verwendung und Exporten für die Stabilität des empirischen Modells sogar unerlässlich. Wird die inländische Wirtschaftsaktivität nämlich durch eine Größe (z.B.  $IV$ ) approximiert, die die tatsächliche Dynamik des importverursachenden Phänomens unterzeichnet, kann die beobachtete Importentwicklung mit konstanten Elastizitäten nicht mehr erklärt werden, und das Modell ist instabil. Da die Zuwachsrate des BIP bei ausgeglichener Handelsbilanz mit der der inländischen Verwendung übereinstimmt, gilt der Einwand gegen  $IV$  als adäquate Proxy auch für das BIP. Hingegen dürfte die Gesamtnachfrage die Stabilitätsanforderungen an das Modell am ehesten erfüllen. Wie hoch die langfristige Elastizität der Importe in Bezug auf die Gesamtnachfrage ist, hängt bei von Gut zu Gut unterschiedlichem Importkontent vom Wachstum der Nachfrage nach den einzelnen Gütern ab. Bleiben die Importanteile über die Zeit konstant, liegt die Importelastizität immer dann über eins, wenn die Nachfrage nach Gütern und Dienstleistungen mit überdurchschnittlichem Importkontent überdurchschnittlich schnell steigt. Dies ist für Deutschland zu erwarten, da der Importkontent von Exportgütern über der gesamtwirtschaftlichen Importquote liegt.

Als Relativpreisvariable verwenden wir wie im Exportmodell den realen Außenwert der D-Mark. Die Parallelität in der Modellierung ist beabsichtigt: Zum einen bleibt der Ansatz dann offen für eine sparsam parametrisierte simultane Schätzung<sup>10</sup>, zum anderen können so Vergleiche zwischen Exporten und Importen leichter gezogen und theoretische Aussagen (z.B. die Marshall-Lerner-Bedingung) besser überprüft werden. Ein weiterer Vorzug ist, dass alle Möglichkeiten von Preisänderungen, die die Importnachfrageentscheidung beeinflussen, in einer Variable abgebildet werden und auf diese Weise Multikollinearität vermieden wird. Allerdings ist der reale Außenwert der Landeswährung unschärfer als das in der Literatur am häufigsten verwendete Verhältnis aus Import- und inländischen Erzeugerpreisen. Für die Importmenge ist nämlich entscheidend, welchen Preis (in Inlandswährung) die Nachfrager relativ zu inländischen Substituten zu bezahlen haben. Dieser Relativpreis entspricht dem realen Wechselkurs nur unter der eher restriktiven Annahme, dass sowohl Änderungen des ausländischen Preisniveaus als auch solche des nominalen Wechselkurses zu 100 % an das Inland überwältzt werden. Diese Annahme wird verletzt, wenn ausländische Anbieter in dem Bestreben, ihre Anteile auf dem deutschen Markt zu halten oder zu steigern, die Preise ihrer Exportgüter langsamer erhöhen als die ihres Inlandsabsatzes oder bei einer Abwertung der D-Mark bzw. des Euro ihre Gewinnmargen reduzieren. In diesen Fällen würde die tatsächliche Preiselastizität der Importnachfrage durch die geschätzte Wechselkurselastizität unterzeichnet. Gleichwohl muß auch diese bei in etwa konstantem Überwälzungsverhalten von Null verschieden sein, wenn die Nachfrage auf tatsächliche D-Mark-Preisänderungen reagiert.

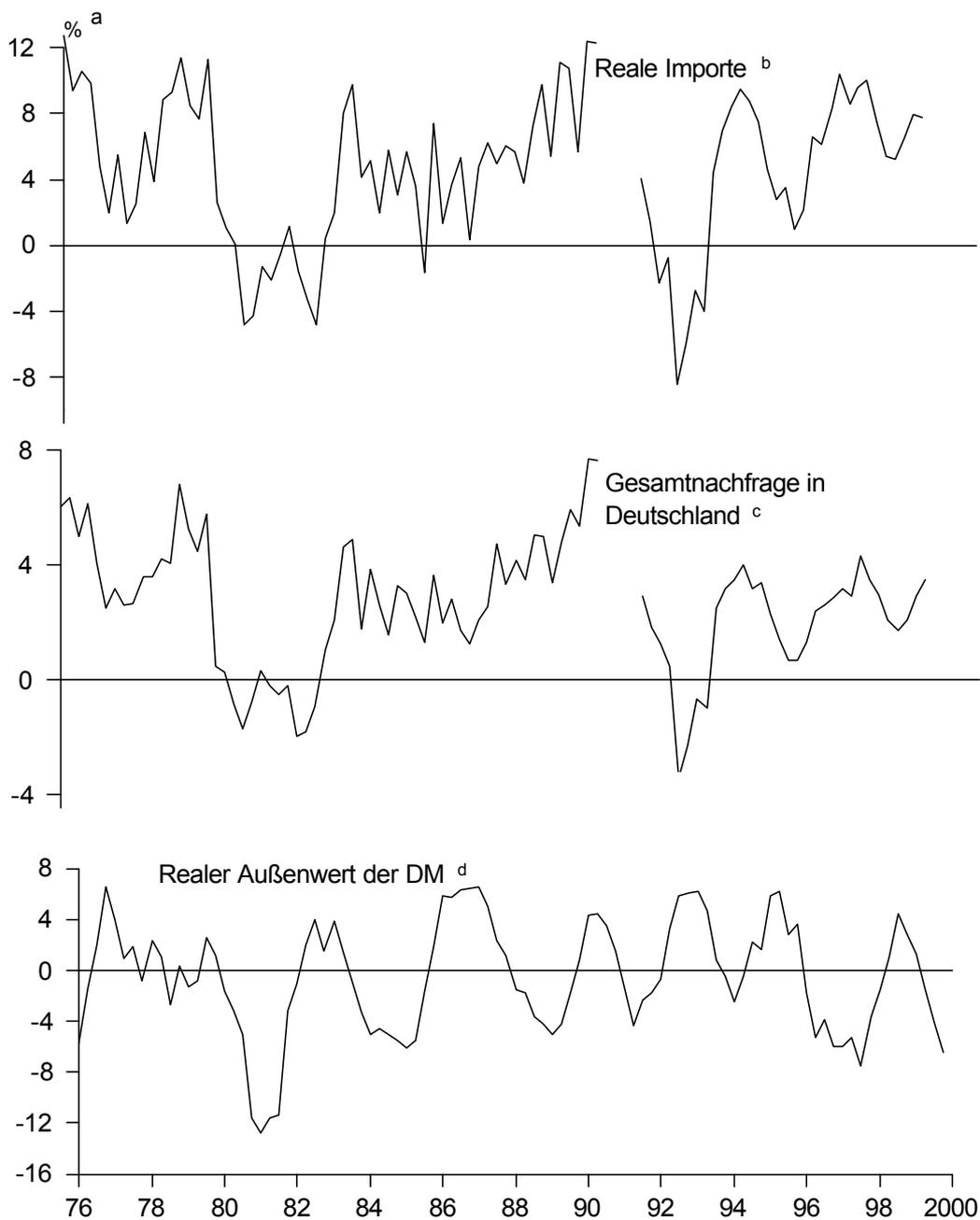
Der postulierte Wechselkurseinfluss auf die Importe ist bei einem Blick auf die Zeitreihen kaum zu erkennen. Dagegen verdeutlicht der nahezu perfekte

---

<sup>10</sup> Diese wird in der vorliegenden Arbeit nicht durchgeführt.

Gleichlauf der inländischen Gesamtnachfrage die hohe Indikatorqualität dieser Größe für die Einfuhr (Schaubild 2).

Schaubild 2: Makroökonomische Bestimmungsgründe der deutschen Importe



<sup>a</sup>Veränderung gegenüber Vorjahr. - <sup>b</sup>Waren und Dienstleistungen. Bis 1990 IV westdeutsche VGR-Importe nach alter Systematik; ab 1991 I gesamtdeutsche Importe nach ESVG 95. - <sup>c</sup>Reale inländische Verwendung (inkl. Lagerveränderungen) zzgl. reale Exporte. Bis 1990 IV Westdeutschland, ab 1991 I Gesamtdeutschland (ESVG 95).- <sup>d</sup>Definition vgl. Schaubild 1.

Die Zunahme der internationalen Arbeitsteilung wird durch einen deterministischen Trend in der Exportgleichung berücksichtigt. Prinzipiell erhöht die fortschreitende arbeitsteilung auch die Importe, doch wird auf eine eigenständige Variable im Importmodell verzichtet, da es die „trendbehafteten“ Exporte als Regressor enthält.<sup>11</sup> Die Annahme konstanter Trendkoeffizienten bereitet im Fall der Globalisierung Probleme, weil einiges dafür spricht, dass sich das Tempo des Wachstums im Außenhandel mit der explosionsartigen Entwicklung der Direktinvestitionen im Ausland<sup>12</sup>, dem europäischen Binnenmarktprogramm und der Integration zusätzlicher Volkswirtschaften wie China sowie Mittel- und Osteuropa in die internationale Arbeitsteilung erhöht hat. Ob diese Beschleunigung signifikant ist, wird der empirischen Schätzung überlassen.

### **III. Ökonometrische Schätzergebnisse**

#### **1. Schätzverfahren**

Das von Stock (1987) entwickelte Fehlerkorrekturmodell („error correction model“, ECM) stellt ein geeignetes ökonometrisches Verfahren zur Abbildung sowohl langfristiger als auch kurzfristiger Anpassungsprozesse in einem Eingleichungsmodell dar, wenn die Zeitreihen vom gleichen Grade integriert und die erklärenden Variablen voneinander unabhängig sowie schwach exogen in Bezug auf die zu erklärende sind.<sup>13</sup>

---

<sup>11</sup> Der „Globalisierungseffekt“ auf die Exporte unterscheidet sich also per Annahme in seiner Stärke nicht von jenem auf die Importe.

<sup>12</sup> Die traditionelle Theorie postuliert eine substitutionale Beziehung zwischen Exporten und Direktinvestitionen im Ausland, die auf aggregierter Ebene empirisch jedoch nicht zu belegen sind. Insbesondere die Theorie spezifischer Inputs vermag diesen scheinbaren Widerspruch aufzulösen (Kleinert 2000).

<sup>13</sup> Die Ergebnisse der Tests auf Integration und schwache Exogenität befinden sich im Anhang (A.2 und A.3).

Das ECM enthält zum einen die Kointegrationsbeziehung, die einen langfristigen und ökonomisch gehaltvollen Zusammenhang zwischen den Niveaus der betrachteten Zeitreihen (in eckigen Klammern) sowie die mittlere Geschwindigkeit ( $b_0 - 1$ ) untersucht, mit der Abweichungen der Exporte von ihrem — durch die ausländische Industrieproduktion und den Außenwert der D-Mark vorgegebenen — langfristigen Niveau korrigiert werden. Zum anderen wird durch die Aufnahme aller um bis zu fünf Quartale verzögerten ersten Differenzen der Einflußgrößen die Kurzfrisdynamik analysiert. Diese optimiert die statistische Anpassung an die historische Entwicklung des Ex- bzw. Importvolumens und kann häufig auch konjunkturell interpretiert werden. Aus der breit parametrisierten Ausgangsgleichung, werden nach dem „General-to-specific“-Ansatz (Gilbert 1986: 287 f.) die insignifikanten Terme schrittweise eliminiert; in der Endgleichung genügen alle Verzögerungen einem Signifikanzniveau von 10 %. Die Spezifikation in ersten Differenzen dient der Vermeidung von Scheinkorrelationen.

Die allgemeine Form der Schätzgleichung nach dem Fehlerkorrekturmodell lautet vereinfacht (vgl. Hansen 1993: 140):

$$[2] \quad \Delta y_t = (b_0 - 1)(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{j=1}^p b_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^q a_j \Delta x_{t-j} + u_t,$$

wobei  $y$  die endogene (abhängige),  $x$  den Vektor der exogenen (unabhängigen) Variablen,  $\mathbf{b}$  den Vektor der langfristigen Elastizitäten,  $p$  bzw.  $q$  die Anzahl der berücksichtigten Verzögerungen der endogenen bzw. der exogenen Variablen sowie  $b_j$  und  $a_j$  die Kurzfristparameter symbolisieren. Die Schätzung ist sowohl in den Parametern als auch in den Variablen linear und erfolgt mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate.<sup>14</sup>

---

<sup>14</sup> Alle Regressionen wurden mit Hilfe der Software EViews, Version 3.1, gerechnet.

## 2. Ergebnisse für Exportmodell 1

Die Schätzung der Exporte von Waren und Dienstleistungen auf Basis saisonbereinigter Quartalsdaten von 1974 II<sup>15</sup> bis 1999 IV mit der ausländischen Industrieproduktion als Aktivitätsvariable berücksichtigt in der Ausgangsgleichung fünf verzögerte erste Differenzen aller Variablen; diese Laglänge wird unter Berücksichtigung der Informationskriterien von Akaike und Schwartz festgelegt. Nach schrittweiser Elimination aller insignifikanten Koeffizienten ergibt sich (*t*-Werte in Klammern):

$$\begin{aligned}
 [3] \quad \mathbf{DX}_t = & -0,22 \left[ \begin{array}{cccc} X_{t-1} & -1,55 & I_{t-1}^* & +0,58e_{t-1} \\ (-3,90) & (-10,56) & (4,33) & (-2,48) \end{array} \right] -0,20 \mathbf{DX}_{t-1} \\
 & + 0,14 \mathbf{DX}_{t-3} + 0,97 \mathbf{DI}_t^* - 0,23 \mathbf{De}_t - 0,21 \mathbf{De}_{t-1} - 0,16 \mathbf{De}_{t-2} \\
 & \quad (2,32) \quad (6,07) \quad (-2,46) \quad (-2,26) \quad (-1,71) \\
 & - 0,19 \mathbf{De}_{t-3} + 0,072 d90 + 0,045 d801 - 0,065 d804 + \hat{u}_t \\
 & \quad (-2,37) \quad (8,43) \quad (2,72) \quad (-3,65)
 \end{aligned}$$

(*d90* = +1 von 1990 III bis 1990 IV und -1 von 1991 I bis 1991 II, sonst 0; *d801* = 1 für 1980 I, sonst 0; *d804* = 1 für 1980 IV, sonst 0. Irrtumswahrscheinlichkeiten in eckigen Klammern.)

Auf Kointegration wird auf zwei Arten getestet. Das von Boswijk (1994) vorgeschlagene Verfahren testet auf gemeinsame Signifikanz aller Niveauparameter. Bei der hier vorliegenden Länge des Kointegrationsvektors von 4 beträgt der relevante  $c^2$ -Wert (das Vierfache des *F*-Wertes) 21,89 und übersteigt den kritischen Wert von 18,03 für ein Signifikanzniveau von 5%.<sup>16</sup> Der Test von Banerjee et al. (1998) überprüft die Signifikanz des negativen Ladungskoeffizien-

<sup>15</sup> In der ursprünglichen Version mit Daten ab 1973 I kommt es zu einer krassen Fehlprognose im ersten Quartal 1974, die vermutlich mit dem ersten Ölpreisschock und dem Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems zusammenhängen.

<sup>16</sup> Für zwei Regressoren unter der Restriktion, dass der deterministische Trend ausschließlich der Langfristbeziehung zuzuschreiben ist.

enten  $(-0,22)$ , der sicherstellt, dass die in der eckigen Klammer dargestellte Abweichung der Exporte der Vorperiode von ihrem langfristigen Niveau in den nachfolgenden Perioden verringert wird („Fehlerkorrektur“). Der in [3] ausgewiesene t-Wert  $(-3,90)$  übersteigt dem Betrage nach zwar den kritischen Wert für ein Signifikanzniveau von 10 %  $(-3,66)$ , verfehlt jedoch knapp jenen für das 5 %-Niveau  $(-3,98)$ . Auf der Grundlage beider Tests wird die Nullhypothese „keine Kointegration“ mit einer recht geringen Irrtumswahrscheinlichkeit abgelehnt.

Die geschätzte Langfristbeziehung besagt, dass ein Anstieg der ausländischen Industrieproduktion bzw. eine reale Abwertung der D-Mark um jeweils 1 % den Export langfristig um 1,55 % bzw. um 0,58 % erhöht und dass die trendmäßige Expansion der Ausfuhr 0,22 % pro Quartal, also knapp 0,9 % pro Jahr, beträgt.<sup>17</sup> Der deutlich über eins liegende Koeffizient der ausländischen Industrieproduktion wird vor dem Hintergrund der starken Spezialisierung Deutschlands auf Investitionsgüter deutlich: Rasch wachsende Volkswirtschaften, die in den vergangenen 25 Jahren für den Auslandsabsatz immer mehr an Bedeutung gewannen (z.B. die südostasiatischen Schwellenländer, Spanien, Portugal, die mitteleuropäischen Länder), sind durch steigende Investitionsquoten gekennzeichnet. In der Folge können die deutschen Lieferungen in diese Länder schneller steigen als die dortige Industrieproduktion, ohne dass Deutschland notwendigerweise Marktanteile hinzugewinnt. Insofern steht der Befund in Gleichung [1] nicht im Widerspruch zu der Beobachtung, dass der

---

<sup>17</sup> Da das Fehlerkorrekturmodell die langfristigen Elastizitäten nicht direkt schätzt, sondern als Niveauparameter die mit dem Ladungskoeffizienten multiplizierten Elastizitäten ausweist, wurden die t-Werte der Koeffizienten in der eckigen Klammer der Gleichungen [3], [4] und [5] mit Hilfe der Bewley-Transformation bestimmt (Auflösen von [1] nach  $y_t$  und zweistufige KQ-Schätzung mit  $y_{t-1}$  als Instrumentvariable für  $\Delta y_t$ ).

deutsche Anteil am Welthandel aufgrund der Integration neuer Handelspartner in die Weltwirtschaft im Zeitablauf abnimmt.<sup>18</sup>

Vor dem Hintergrund der revidierten Exportzeitreihe, eines breiteren Außenwertindex und eines längeren Schätzzeitraums wird die Relevanz der hier vorgelegten Schätzung für die aktuelle Konjunkturprognose deutlich: So wird im Vergleich zur methodisch ähnlichen Schätzung in Boss et al. (1997: 277) eine höhere Produktionselastizität ermittelt. Die Wechselkurselastizität ist nahezu unverändert. Der Ladungskoeffizient hingegen ist kleiner: Weichen die Exporte zu einem bestimmten Zeitpunkt von ihrem langfristigen Niveau ab, so wird diese Differenz innerhalb des Folgequartals nur um durchschnittlich 22 % abgebaut.

Eine rekursive Schätzung der Langfristkoeffizienten ergibt, dass die Einführung des Euro zu keiner Instabilität der Wechselkurselastizität geführt hat: Deren Wert hat sich seit 1995 praktisch nicht bewegt, und auch die Kurzfristkoeffizienten zeigen keinerlei Neigung, sich zu verändern.<sup>19</sup> Die populäre Behauptung, mit der Einführung des Euro im Jahr 1999 hätten Wechselkursänderungen für die deutsche Ausfuhr stark an Bedeutung verloren, da etwa 45 % der deutschen Exporte in die Partnerländer der Währungsunion geliefert werden,<sup>20</sup> ist damit nicht stichhaltig. Denn erstens gab es zwischen den Währungen der Teilnehmerländer an der EWU bereits in den Jahren vor der Euro-Einführung keine nennenswerten Schwankungen mehr, deren Fortfall im Zuge der irreversiblen Fixierung der Wechselkurse die Schwankungen des realen Außenwerts der D-Mark erheblich verringert hätte. Zweitens kann a priori nicht

---

<sup>18</sup> Entsprechend dieser Beobachtung wird eine Welthandelselastizität von kleiner als eins häufig als Indiz für die richtige Spezifikation von Exportschätzgleichungen interpretiert (Deutsche Bundesbank 1998c: 52).

<sup>19</sup> Auch die Außenwertelastizität der Importe (vgl. III.5.) hat sich in den vergangenen Jahren nicht verringert.

<sup>20</sup> Stellvertretend für die zahlreichen Quellen dieser Behauptung sei *Handelsblatt* (2000: 18) genannt.

gesagt werden, ob der Euro gegenüber den übrigen Währungen der Welt stärker oder weniger stark schwanken wird als zuvor die D-Mark. Drittens wird die deutsche Ausfuhr zu den Handelspartnern der Eurozone indirekt auch weiterhin von den Bewegungen des Euro-Außenwerts getroffen: Sie verursachen spürbare Reaktionen der Exporte des Euroraums in die übrige Welt (Strauß 1998b: 16ff.)<sup>21</sup>; diese wiederum lösen aufgrund des relativ großen Offenheitsgrads der Währungsunion einen größeren konjunkturellen Effekt aus als vergleichbare Exportänderungen in Japan oder den Vereinigten Staaten (Döpke et al. 1998: 8f.).

In der Kurzfristedynamik von Gleichung [3] kommt zum Ausdruck, dass Änderungen der Industrieproduktion im Ausland sofort auf die Exporte wirken. Zwar beginnen diese auch nach Wechselkursschocks, sich unverzüglich anzupassen, aber die volle Wirkung benötigt einige Zeit zu ihrer Entfaltung. So können ausländische Kunden lagerbarer Industriegüter bei einer Aufwertung der D-Mark bzw. des Euro ihre Bestellmenge sofort reduzieren, während zum Beispiel im Großanlagenbau vertragliche Bindungen dazu führen, dass Projekte erst zu Ende geführt werden, bevor die Nachfrage nach teurer gewordenen Angeboten aus Deutschland sinkt. Aufgrund des außergewöhnlichen Verlaufs der Exporte zur Zeit der deutschen Wiedervereinigung ist eine Dummyvariable ( $d90$ ) erforderlich, die sowohl den mit der deutschen Währungsunion einsetzenden Boom der westdeutschen Lieferungen in die DDR im zweiten Halbjahr 1990 als auch den Wegfall dieser Lieferungen aus der Außenhandelsstatistik im ersten Halbjahr 1991 infolge der Gebietsstandsänderung einfängt.<sup>22</sup>

---

<sup>21</sup> Die langfristige Wechselkurselastizität ist mit  $-0,55$  der des deutschen Exports sehr ähnlich.

<sup>22</sup> Weiterhin sind zur Vermeidung von Heteroskedasizität in den Residuen die Dummyvariablen  $d801$  und  $d804$  erforderlich. Das deutliche Überschießen der Exporte über ihr langfristiges Niveau im ersten Vierteljahr 1980 könnte im Zusammenhang mit der lebhaften Nachfrage der Ölförderländer nach dem zweiten Ölpreisschock stehen. Diese Länder sind im Index der ausländischen Industrieproduktion nicht enthalten. Da diese Nachfrage sich überwiegend auf Großaufträge (Bau, Großanlagen usw.) richtete, die natürlicherweise stark

### 3. Ergebnisse für Exportmodell 2

Setzt man das ausländische BIP an die Stelle der Industrieproduktion als Aktivitätsvariable, ergibt die Schätzung nach dem Fehlerkorrekturmodell unter Berücksichtigung von vier verzögerten ersten Differenzen in der Ausgangsgleichung bei ansonsten mit Exportmodell 1 identischer Spezifikation ( $t$ -Werte in Klammern):

$$\begin{aligned}
 [4] \quad \mathbf{DX}_t = & -0,17 \left[ \begin{array}{cccc} X_{t-1} & -1,34 Y_{t-1}^* & +0,39 e_{t-1} & -0,0026t \\ (-3,25) & (-7,08) & (2,27) & (-1,98) \end{array} \right] + 0,15 \mathbf{DX}_{t-3} + 1,61 \mathbf{DY}_t^* \\
 & -0,27 \mathbf{De}_t - 0,23 \mathbf{De}_{t-1} - 0,15 \mathbf{De}_{t-2} - 0,21 \mathbf{De}_{t-3} + 0,06 d801 \\
 & (-2,68) \quad (-2,36) \quad (-1,49) \quad (-2,46) \quad (3,48) \\
 & -0,05 d804 + 0,06 d90 + \hat{u}_t \\
 & (-2,68) \quad (7,11)
 \end{aligned}$$

( $d801 = 1$  für 1980 I, sonst 0;  $d804 = 1$  für 1980 IV, sonst 0;  $d90 = 1$  von 1990 III bis 1990 IV,  $-1$  von 1991 I bis 1991 II, sonst 0. Irrtumswahrscheinlichkeiten in eckigen Klammern.)

Nach dem Boswijk-Test (1994: 58) liegt wiederum Kointegration auf dem 5 %-Niveau vor ( $19,76 > 18,03$ ), während der Test nach Banerjee et al. (1998: 277) die Hypothese „keine Kointegration“ lediglich mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 25 % verwerfen kann ( $| -3,25 | > | -3,11 |$ ), so dass die Stabilität der Langfristbeziehung insgesamt weniger gut abgesichert ist als in Exportmodell 1. Die Exporte reagieren langfristig auf eine einprozentige Erhöhung des BIP im Ausland mit einem Anstieg von 1,34 %, auf eine ebenso starke Abwertung der D-Mark mit einem um 0,39 % und wachsen allein aufgrund der sich vertiefenden Arbeitsteilung um 1 % jährlich.

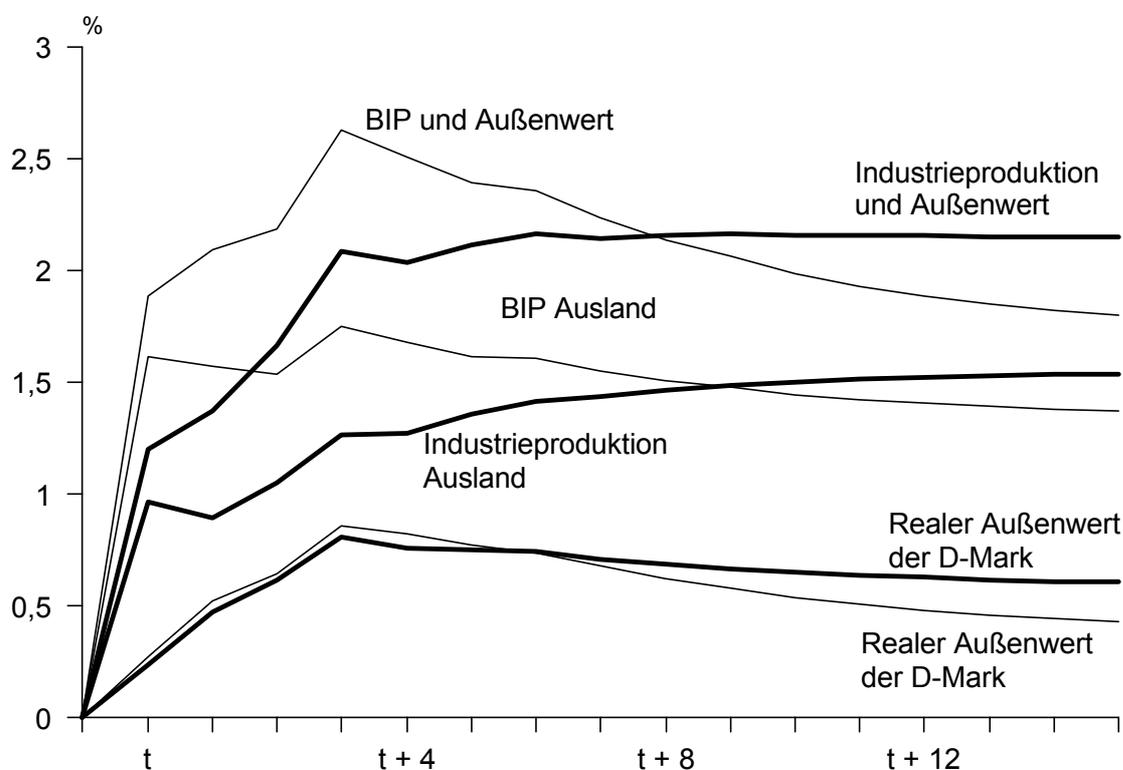
---

schwanken, kann das deutliche Unterschießen im Quartal 1980 IV wohl als zufällige Störung angesehen werden.

#### 4. Vergleich der beiden Exportmodelle

Einen Vergleich der beiden Modelle zeigt die Schocksimulation in Schaubild 3, die die modellmäßige Reaktion der Exporte auf einprozentige Niveauänderungen der Auslandsaktivität und/oder des realen Außenwerts der D-Mark beschreibt. In der langen Frist sind die geschätzten Parameter ähnlich: Während der

*Schaubild 3: Reaktion der Exporte auf Änderungen in ihren Bestimmungsgründen<sup>a</sup>*



<sup>a</sup> Prozentuale Zunahme der Exporte gegenüber der Basislösung bei ab t dauerhaft um 1 Prozent erhöhter Industrieproduktion (bzw. BIP) im Ausland bzw. um 1 Prozent verringertem realen Aussenwert der DM sowie bei gleichzeitigem Eintreten beider Ursachen. Die fetten Linien zeigen die Reaktion von Exportmodell 1, die dünnen jene von Exportmodell 2.

Unterschied zwischen den Produktionselastizitäten sehr gering ausfällt und möglicherweise lediglich auf der Konstruktion der Variablen beruht (vgl. Anhang A1.), unterschreitet die Wechselkurselastizität in Exportmodell 2 jene in

Modell 1 zumindest in relativer Betrachtung deutlicher. Angesichts der Standardabweichungen von 0,13 (Modell 1) bzw. 0,19 (Modell 2) ist der Unterschied jedoch kaum von Interesse.

Für Modell 1 spricht neben der überzeugenderen Kointegrationsbeziehung, dass der langfristige Wechselkurseinfluss besser abgesichert ist. Die kurzfristige Anpassung der Exporte an geänderte Wechselkursverhältnisse ist in beiden Modellen nahezu identisch und bestärkt die Evidenz, dass der volle Effekt sich erst nach Ablauf von mindestens einem halben Jahr einstellt. Ein gewisses Überschießen mag daher rühren, dass viele Kunden im Ausland die Wechselkursänderung für vorübergehend halten und Lagerkorrekturen vornehmen, dass also z.B. bei einer DM-Aufwertung die Läger in Erwartung einer baldigen Abwertung auf ein unüblich niedriges Maß reduziert werden; bleibt die Korrektur des Wechselkurses dann aus, muss auch zu höheren Preisen nachbestellt werden. Bei der BIP-Reaktion dürfte das Überschießen indes in erster Linie in der bestmöglichen statistischen Anpassung begründet sein und spiegelt die Tatsache wider, dass die deutschen Exporte wegen des hohen Investitionsgüteranteils eine deutlich höhere Amplitude aufweisen als das ausländische BIP (Schaubild 1). Da die Industrieproduktion im Ausland natürlicherweise stärker schwankt als das BIP und die Exporte sich ohne Überschießen an Änderungen der industriellen Erzeugung anpassen, scheint diese als Proxy wesentlich besser geeignet zu sein als das BIP. Für beide Indikatoren gilt freilich, dass anders als bei Wechselkursänderungen der Großteil der Reaktion bereits im Quartal des Schocks erfolgt.

Den Verlauf der Anpassung kann man sich am Beispiel eines beginnenden weltwirtschaftlichen Aufschwungs verdeutlichen: Im Zuge des Anstiegs der Industrieproduktion füllen ausländische Firmen ihre während der Rezession verminderten Läger mit Vor- und Zwischenprodukten und beginnen, die veralteten

Teile ihres Kapitalstocks durch Ersatzinvestitionen auszutauschen; gleichzeitig steigt bei den optimistischer werdenden Verbrauchern die Bereitschaft zur Anschaffung dauerhafter Konsumgüter. Allerdings vergehen nochmals einige Quartale, ehe die normale Auslastung der Produktionskapazitäten erreicht ist und Erweiterungsinvestitionen getätigt werden. Auch weisen die deutschen Dienstleistungsexporte einen erheblichen Nachlauf hinter der konjunkturellen Entwicklung im Ausland auf (Strauß 1998a: 172).

Die meisten statistischen Prüfmaße deuten ebenfalls auf die Überlegenheit von Exportmodell 1 hin (Tabelle 1). Sein Bestimmtheitsmaß ist größer, und in den neunziger Jahren ist ein höheres Maß an Stabilität gewährleistet, was sich auch auf die Prognosequalität niederschlägt. Diese wird anhand des Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten beurteilt (Theil 1966: 28). Er setzt den Standardfehler (root mean square error), den ein Modell auf der Grundlage der historischen Werte der Regressoren produziert, ins Verhältnis zum Standardfehler einer „naiven“ Prognose.<sup>23</sup> Die Modelle werden mit drei Prognosen von unterschiedlichem „Naivitätsgrad“ konfrontiert. Zunächst wird gemessen, wie stark die Modelle den Fehler von Vorhersagen für das jeweils nächste Quartal verringern, wenn die naive Prognose dieselbe laufende Rate wie im Vorquartal unterstellt („Quartalsprognose“). Der zweite Vergleich legt einen Prognosehorizont von einem Jahr zugrunde, wobei einmal jährlich das Export- bzw. Importvolumen für das laufende Kalenderjahr vorhergesagt wird („Jahresprognose“); als Termin wird der Jahresbeginn gewählt. Die naive Variante prognostiziert jene Änderungsrate, die die Zeitreihe im abgelaufenen Kalenderjahr verbuchte. In einem dritten Test wird schließlich eine Mischform untersucht („rollierende Jahresprognose“): Auch hier beträgt der Horizont ein Jahr, doch passt sich die naive

---

<sup>23</sup> „Naiv“ meint in diesem Zusammenhang die Nicht-Berücksichtigung der ökonomischen Bestimmungsgründe des Außenhandels, also der exogenen Variablen.

Prognose in jedem Quartal an die durchschnittliche Zuwachsrate der jeweils

*Tabelle 1: Statistische Prüfmaße der untersuchten Regressionen*

Prüfmaß	Realisation <sup>a</sup>		
	Exportmodell 1	Exportmodell 2	Importmodell
Bestimmtheitsmaß (korrigiert)	0,67	0,62	0,83
Signifikanz aller Koeffizienten <sup>b</sup>	17,02	15,04	28,84
Insignifikanz eliminierten Koeffizienten <sup>c</sup>	[0,20]	[0,80]	[0,95]
Standardabweichung der Schätzung in %	1,57	1,69	1,01
Mittlerer Standardfehler (RMSE)	1,63	2,25	0,71
Theil'sche Ungleichheitskoeffizienten			
„Quartalsprognose“	0,42	0,43	0,28
Bias-Anteil in %	0,00	0,00	0,00
Varianz-Anteil in %	0,47	9,17	3,34
Kovarianz-Anteil in %	99,53	90,83	96,66
„Jahresprognose“ <sup>d</sup>	0,31	0,43	0,11
„Rollierende Jahresprognose“ <sup>e</sup>	0,93	1,27	0,38
Durbin-Watson-Statistik	2,22	2,21	2,06
LM-Test auf Autokorrelation 1. Ordnung	[0,12]	[0,23]	[0,53]
LM-Test auf Autokorrelation 4. Ordnung	[0,35]	[0,62]	[0,48]
Test auf Normalverteilung der Residuen (Jarque-Bera)	[0,95]	[0,43]	[0,54]
White-Test auf Homoskedasizität	[0,89]	[0,17]	[0,26]
Test auf Arch-Prozesse 1. Ordnung	[0,19]	[0,68]	[0,12]
Test auf Arch-Prozesse 4. Ordnung	[0,74]	[0,33]	[0,06]
1-Schritt-Prognosefehler ( $\alpha=0,05$ ) <sup>f</sup>	2g	2g	0j
n-Schritt-Prognosefehler ( $\alpha=0,05$ ) <sup>f</sup>	0	0	0j
CUSUM-Stabilitätstest <sup>f</sup>	0	2h	0j
CUSUM <sup>2</sup> -Stabilitätstest <sup>f</sup>	0	21i	0j

<sup>a</sup>Marginale Irrtumswahrscheinlichkeiten in eckigen Klammern. — <sup>b</sup>F-Test der Nullhypothese, dass alle Koeffizienten in der Endgleichung null sind. — <sup>c</sup>F-Test der Nullhypothese, dass alle aus der Ausgangsgleichung eliminierten Koeffizienten zugleich null sind. — <sup>d</sup>Am Ende des Kalenderjahres erwartet die naive Prognose genau die Zuwachsrate, die sich für die abgelaufene Periode eingestellt hat (adaptive Erwartungen mit vollständiger Korrektur um den Erwartungsfehler). — <sup>e</sup>Die naive Prognose für die kommenden vier Quartale wird in jedem Quartal an die durchschnittliche Änderungsrate (gegenüber Vorjahr) in den zurückliegenden vier Quartalen angepasst. — <sup>f</sup>Anzahl der Quartale, in denen Stabilität verletzt wird (nur neunziger Jahre). — <sup>g</sup>1991 I und 1994 II. — <sup>h</sup>1991 IV und 1992 I. — <sup>i</sup>Von 1991 I bis 1996 I. — <sup>j</sup>Test erst ab 1993 III möglich.

zurückliegenden vier Quartale an. Die Ergebnisse geben Aufschluss über die spezifischen Stärken und Schwächen der empirischen Modelle<sup>24</sup>.

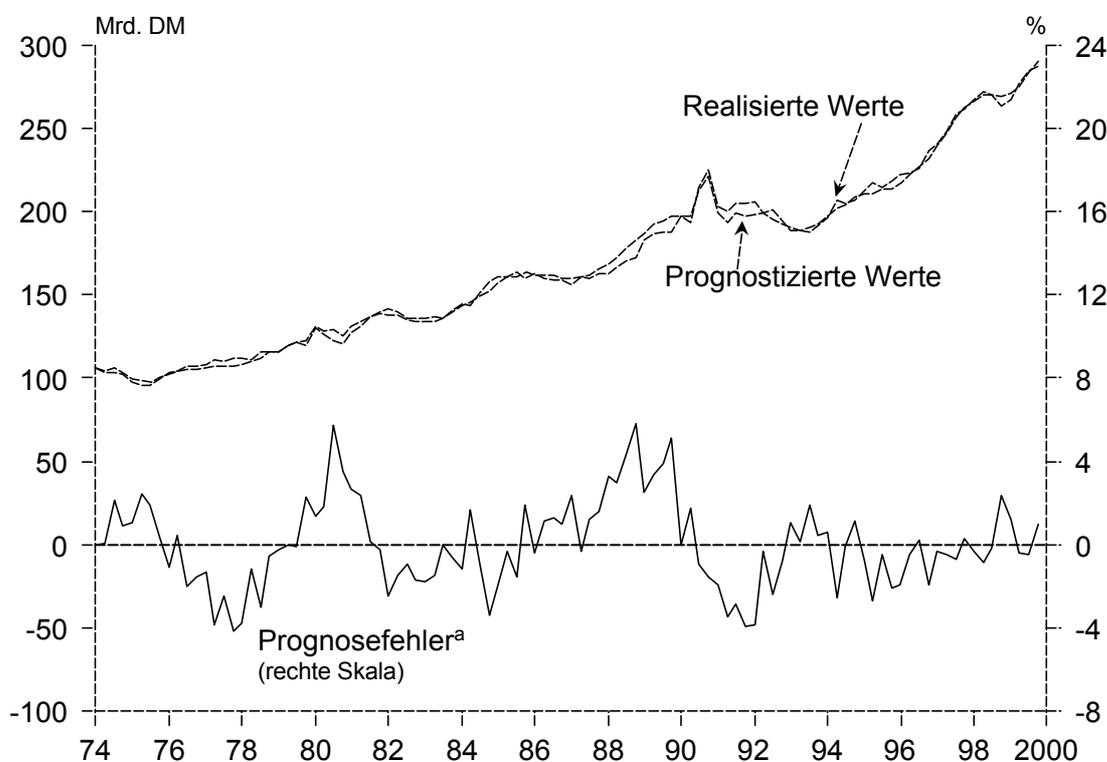
Die „Quartalsprognose“, bei der die naive Prognose sehr leicht zu schlagen ist, reduziert den Fehler auf gut 40 %; freilich weiß in der Realität jeder Prognostiker, dass Quartalsdaten der Ex- und Importe aufgrund von Großaufträgen, zeitlichen Ungenauigkeiten in der statistischen Erfassung usw. starken Zufallsschwankungen unterliegen; er würde daher bei jedem extremen Ausschlag für das Folgequartal entweder eine Normalisierung erwarten oder sogar eine „Gegenbuchung“ vornehmen.<sup>25</sup> Die Überlegenheit von Exportmodell 1 zeigt sich weniger in der Höhe des Ungleichheitskoeffizienten als in der Fähigkeit, die Schwankungen der Zuwachsrates viel exakter abzubilden als Exportmodell 2. Der Varianz-Anteil des Ungleichheitskoeffizienten von reichlich 9 % für Modell 2 zeigt, dass es die Quartalsschwankungen der Exporte systematisch falsch einschätzt. In Modell 1 beträgt der Varianz-Anteil lediglich 0,47 %. Entsprechend ist die Spanne der Schätzfehler in Modell 1 — sie reicht von -4,2 bis 5,84 % des realisierten Wertes — kleiner als in Modell 2 (-5,61 bis 8,24 %), wie ein Vergleich der Schaubilder 4 und 5 verdeutlicht.

---

<sup>24</sup> Bei der Interpretation ist zu beachten, dass die Modellprognose innerhalb des Stützzeitraums stattfindet und somit mit den historischen Werten der Regressoren arbeitet. Ohne diesen Informationsvorsprung im Vergleich zu einer realistischen Prognosesituation lägen die Werte näher bei eins.

<sup>25</sup> Definiert man die naive Quartalsprognose als durchschnittlichen quartalsmäßigen Anstieg z.B. der Exporte im Schätzzeitraum (0,96 %), so steigen die Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten auf 0,59 (Modell 1) bzw. 0,56 (Modell 2).

*Schaubild 4: Güte der Anpassung innerhalb des Schätzzeitraums:  
Exportmodell 1*

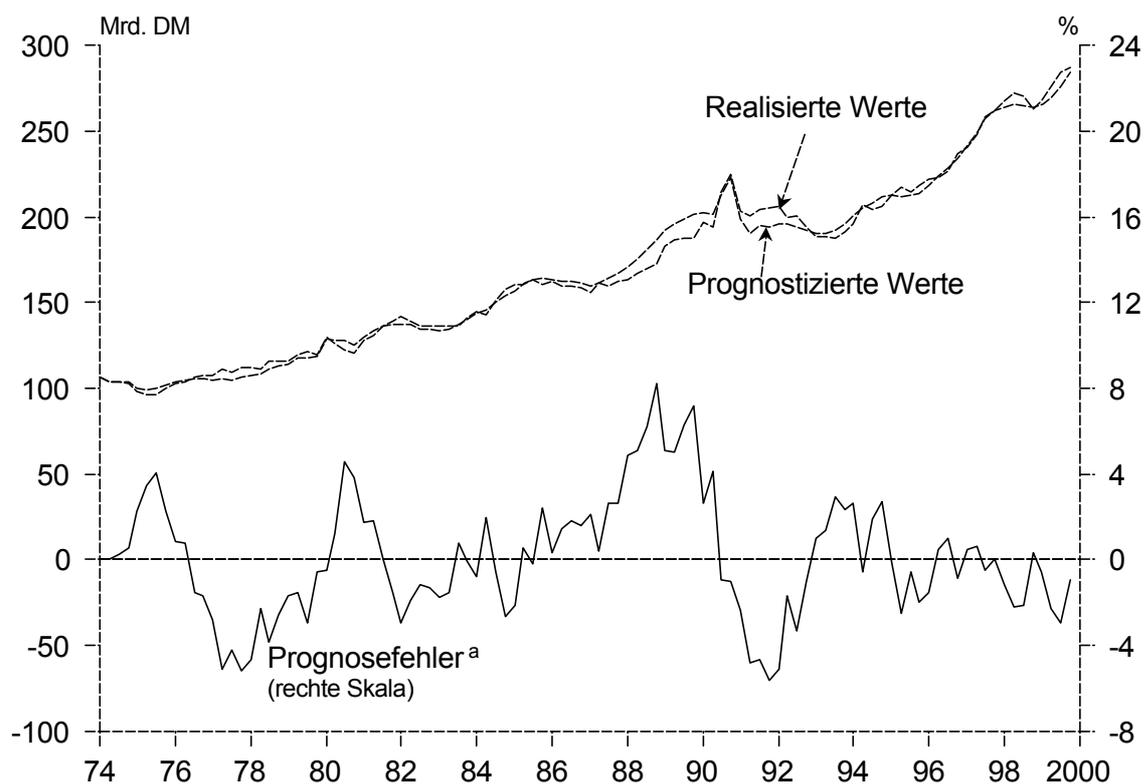


<sup>a</sup>In Prozent des realisierten Werts. Ein negatives (positives) Vorzeichen steht für eine Unterschätzung (Überschätzung).

In der „Jahresprognose“ wird es grundsätzlich schwieriger, die naive Prognose zu schlagen. Zwar benutzt diese dann ältere Informationen als in der Quartalsprognose; entscheidend ist aber, dass Zufallsschwankungen nun eine untergeordnete Rolle spielen. Trotz der höheren Anforderung beträgt der Fehler von Modell 1 nun weniger als ein Drittel desjenigen der naiven Prognose. Versorgt man die naive Prognose jedoch regelmäßig mit frischen Informationen, wie dies in der „rollierende Jahresprognose“ geschieht, produziert nur noch Modell 1 einen kleineren Fehler. Dies belegt, dass die hier vorgestellten Exportmodelle neben ihrem Erklärungsbeitrag für die laufende Quartalsentwicklung vor allem bei Prognosezeiträumen von mehr als vier Quartalen zum Tragen kommen; denn bei bedeutenden konjunkturellen Tempoänderungen, wie

sie etwa 1996 und 1997 beobachtet wurden, versagt die univariate Prognosemethode.

*Schaubild 5: Güte der Anpassung innerhalb des Schätzzeitraums:  
Exportmodell 2*

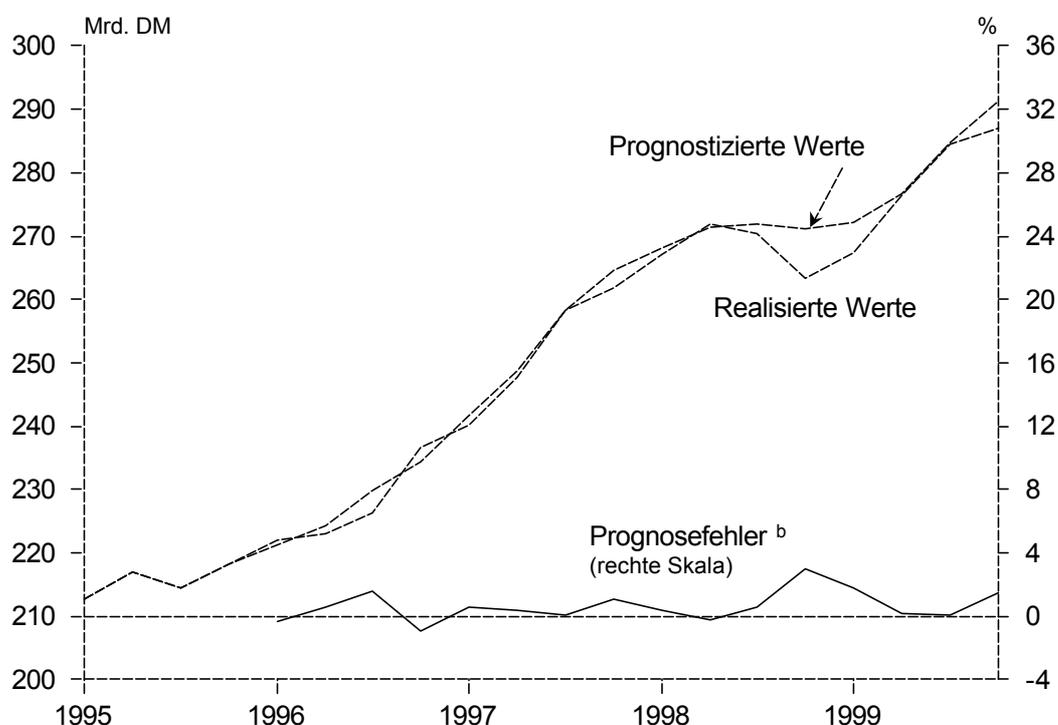


<sup>a</sup>In Prozent des realisierten Werts. Ein negatives (positives) Vorzeichen steht für eine Unterschätzung (Überschätzung).

Solche mittelfristigen Tempoänderungen können bei zuverlässiger Voraus-schätzung der mittelfristigen Wirtschaftsentwicklung im Ausland und der preis-lichen Wettbewerbsfähigkeit von den Modellen gut erfasst werden. Dies zeigt eine Ex-post-Prognose außerhalb des Schätzzeitraums. Sie verwendet im Gegen-satz zur Prognose von Quartal zu Quartal für die endogen verzögerte Variable nicht die historischen, sondern die vom Modell prognostizierten Werte, so dass wiederholte Vorhersagefehler mit demselben Vorzeichen zu immer größeren Qualitätseinbußen führen würden. Außerdem besteht — anders als in der oben dargestellten Güte der Anpassung im Schätzzeitraum — keine Möglichkeit, die

geschätzten Koeffizienten unter dem Eindruck der jüngsten Beobachtungen zu korrigieren, denn die Modelle erstellen Prognosen auf Basis der bis Ende 1995 geschätzten Elastizitäten. Mit diesem Verfahren gelingt Exportmodell 1 in den Jahren 1996 bis 1999 eine sehr gute Anpassung an den tatsächlichen Verlauf, sieht man einmal vom ungewöhnlich scharfen Einbruch der Exporte im vierten Quartal 1998 ab (Schaubild 6). Weniger gut stellt sich die Anpassung mit Modell 2 dar, welches das Exportniveau in der jüngsten

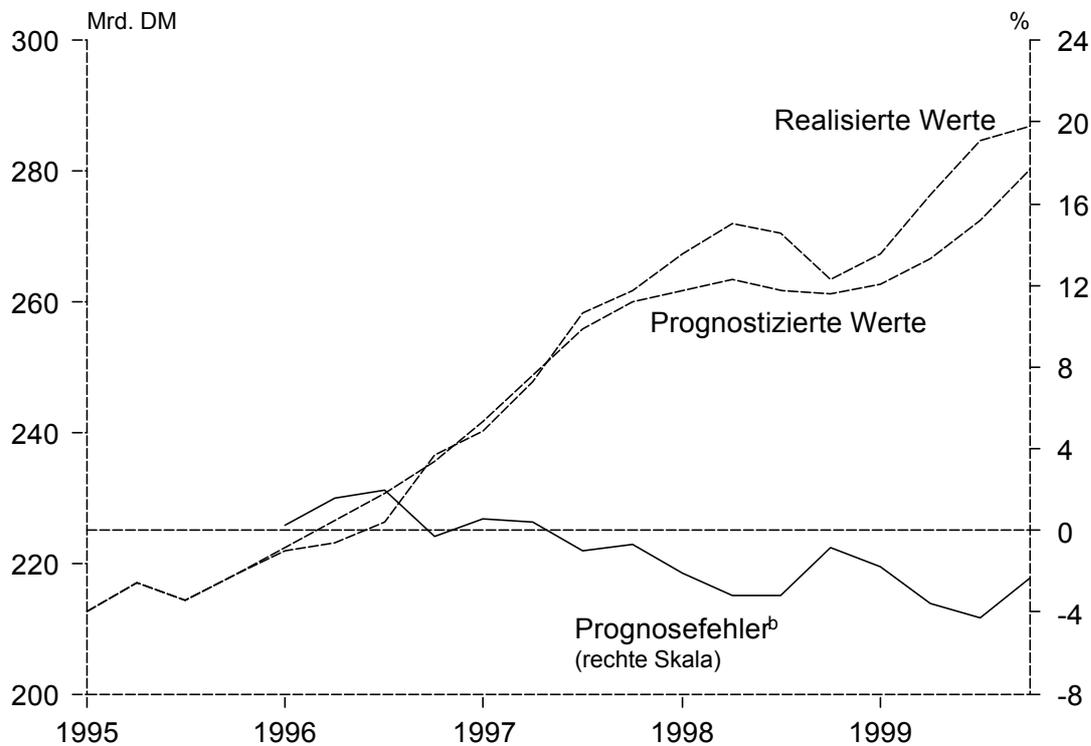
*Schaubild 6:* Ex-post-Prognose außerhalb des Schätzzeitraums<sup>a</sup>:  
Exportmodell 1



<sup>a</sup> Schätzung der Gleichung bis 1995 IV. Ab 1996 I Prognose außerhalb des Stützbereichs unter Verwendung der historischen Werte für die Auslandsaktivität und die preisliche Wettbewerbsfähigkeit.- <sup>b</sup> In Prozent des realisierten Werts. Ein negatives (positives) Vorzeichen steht für eine Unterschätzung (Überschätzung).

Vergangenheit unterschätzt (Schaubild 7). Gleichwohl erreichen auch hier die Fehler mit höchstens 4,3 % des realisierten Werts noch nicht die Grenzen des Intervalls, in dem die Abweichungen der In-sample-Anpassung liegen.

Schaubild 7: Ex-post-Prognose außerhalb des Schätzzeitraums<sup>a</sup>:  
Exportmodell 2



<sup>a</sup> Schätzung der Gleichung bis 1995 IV. Ab 1996 I Prognose außerhalb des Stützbereichs unter Verwendung der historischen Werte für die Auslandsaktivität und die preisliche Wettbewerbsfähigkeit. <sup>b</sup> In Prozent des realisierten Werts. Ein negatives (positives) Vorzeichen steht für eine Unterschätzung (Überschätzung).

## 5. Ergebnisse für die deutschen Importe

Die Importe ( $M$ ) von Waren und Dienstleistungen werden geschätzt in Abhängigkeit von der deutschen Gesamtnachfrage ( $IVX$ ), dem realen Außenwert der D-Mark ( $e$ ) und einiger Dummyvariablen, die der spezifischen historischen Situation Deutschlands Rechnung tragen. Die Laglänge wird mit Hilfe des Akaike-Kriteriums auf fünf verzögerte erste Differenzen aller Variablen festge-

legt. Nach Elimination insignifikanter Terme lautet die Endgleichung im Zeitraum 1976 III<sup>26</sup> bis 1999 IV ( $t$ -Werte in Klammern):

$$\begin{aligned}
 [5] \quad \mathbf{DM}_t = & -1,82 \quad -0,60 \left[ \begin{array}{cccc} M_{t-1} & -1,59 & \mathbf{IVX}_{t-1} & -0,09 \\ (-6,88) & (-6,19) & (-44,67) & (-2,04) \end{array} \right. \\
 & \left. \begin{array}{cc} e_{t-1} & -0,0066 d_{-93} \\ & (-13,46) \end{array} \right. \\
 & \left. \begin{array}{cc} +0,10 \textit{gebiet} & +0,05 \textit{binnen} \\ (6,52) & (4,00) \end{array} \right] -0,29 \mathbf{DM}_{t-1} -0,16 \mathbf{DM}_{t-2} \\
 & \left. \begin{array}{cccc} -0,14 \mathbf{DM}_{t-5} & +1,48 \mathbf{DIVX}_t & +0,41 \mathbf{DIVX}_{t-1} & +0,32 \mathbf{DIVX}_{t-2} \\ (-2,69) & (20,02) & (3,05) & (2,82) \end{array} \right. \\
 & \left. \begin{array}{cccc} +0,16 \mathbf{DIVX}_{t-3} & -0,13 \mathbf{De}_{t-5} & +0,03 d_{801} & +0,04 d_{851} + \hat{u}_t \\ (2,20) & (-2,10) & (2,54) & (3,79) \end{array} \right.
 \end{aligned}$$

( $d_{801} = 1$  für 1980 I, sonst 0;  $d_{851} = 1$  für 1985 I, sonst 0;  $\textit{gebiet} = 1$  ab 1991 I, vorher 0;  $\textit{binnen} = 1$  ab 1993 I, vorher 0;  $d_{-93} = 0$  bis 1992 IV, 1 für 1993 I, 2 für 1993 II usw.)

Sowohl nach dem Test von Banerjee et al. (1998: 277) als auch nach dem von Boswijk (1994: 58) liegt Kointegration auf einem Signifikanzniveau von 1 % vor.<sup>27</sup> Die vermuteten Einflussgrößen Gesamtnachfrage und realer Außenwert der D-Mark erweisen sich ebenfalls als signifikant und haben das von der Theorie postulierte Vorzeichen. Für die Nachfrageelastizität wird ein Wert von 1,59 ermittelt; er trifft fast exakt jenen von Fischer (1995: 435), obwohl sich Schätzzeitraum, Daten und Gebietsstand unterscheiden.<sup>28</sup> Wie bereits erläutert,

<sup>26</sup> Anders als bei den Exporten wurden Daten nicht ab 1973 I, sondern erst ab 1975 I berücksichtigt, da die Einbeziehung der ersten Ölkrise die Schätzergebnisse deutlich verschlechtern würde (Heteroskedasizität, Schätzungenauigkeit, verzerrender Einfluss auf die Höhe der Koeffizienten).

<sup>27</sup> Banerjee et al.:  $|-6,88| > |-4,60|$ ; Boswijk:  $\chi^2 = 104,98 > 22,50$ .

<sup>28</sup> Fischer schätzt die westdeutschen Warenimporte (Spezialhandelsstatistik) von 1970 I bis 1994 III. Die ökonometrische Methode ist der hier gewählten ähnlich.

entspricht ein Wert über eins empirischen Beobachtungen zu Importkontent und Nachfrageentwicklung einzelner Gütergruppen.

Die Wechselkurselastizität ist sehr gering; der hier gemessene Koeffizient (0,09) ist etwa halb so groß wie der bei Fischer (1995) und bei Senhadji (1998: 262), die als Preisvariable jeweils das Indexverhältnis aus Importpreisen und einem inländischen Preisindex (Erzeugerpreise bzw. Deflator des BIP) wählen. Die niedrigere Elastizität könnte darauf hindeuten, dass ausländische Anbieter Wechselkursänderungen zu weniger als 100 % an deutsche Kunden überwälzen. Darüber hinaus enthält das hier gewählte Importaggregat anders als bei Fischer auch Dienstleistungen. Diese bestehen zu über 40 % aus Reiseverkehrausgaben, welche sich zum Wechselkurs ausgeprägt unelastisch verhalten (Strauß 1999: 451 f.). In aggregierten Importfunktionen, so vermutet Orcutt (1950), üben preisunelastische Gütergruppen einen überproportionalen Einfluss auf die aggregierte Preiselastizität aus.<sup>29</sup> Sind solche preisunelastischen Gütergruppen, etwa Erdöl und Mineralölprodukte, überdies durch besonders heftige Preisschwankungen gekennzeichnet, drücken sie die aggregierte Preiselastizität zusätzlich.<sup>30</sup> Selbst unter Berücksichtigung des Aggregationsproblems ist die Preiselastizität der deutschen Importe im internationalen Vergleich niedrig, wie die Analyse von Senhadji (1998: 260-266) für 66 Länder zeigt.<sup>31</sup>

---

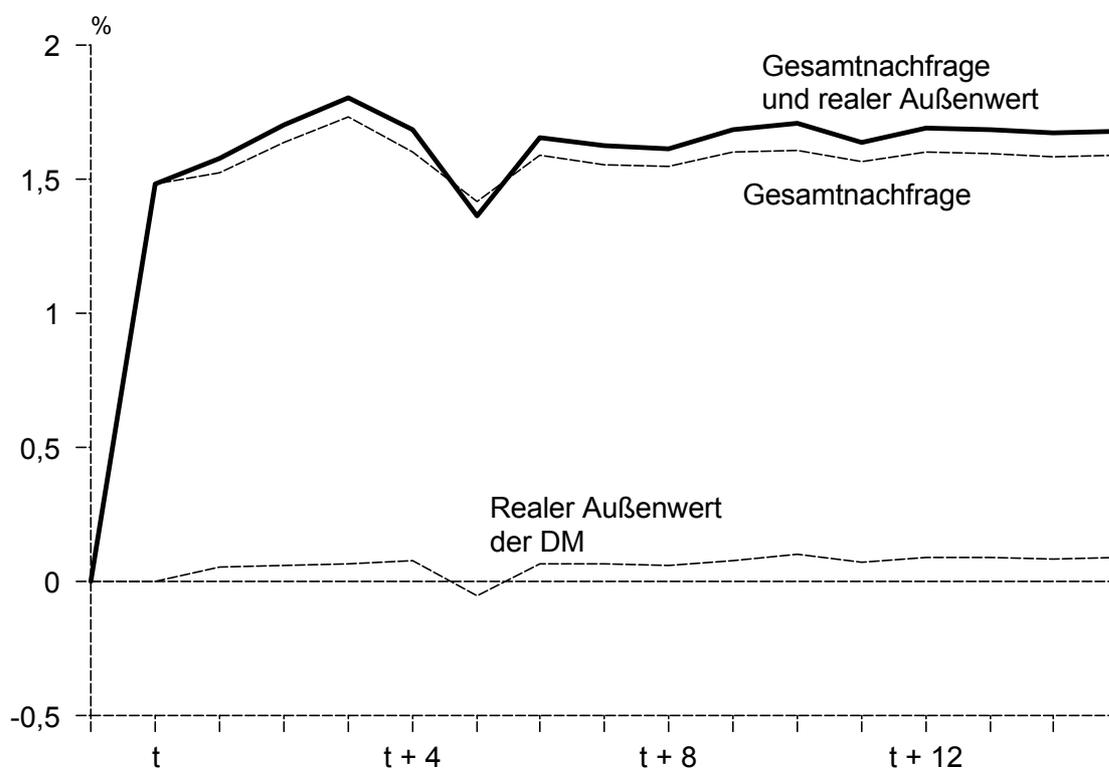
<sup>29</sup> Die preisunelastischen Einfuhrkategorien landwirtschaftliche Erzeugnisse, bergbauliche Erzeugnisse und Reiseverkehrausgaben machen durchschnittlich zwischen 15 und 20 % der deutschen Gesamtimporte aus. Zur Schätzung der Importnachfrage nach bergbaulichen Erzeugnissen vgl. Meier (1998: 196).

<sup>30</sup> Die zuletzt genannte „Verzerrung“ könnte behoben werden, indem die Importgleichung mit einer Art Kernpreisniveau der Einfuhr (z.B. Importpreise ohne Erdöl und Mineralölprodukte im Verhältnis zu den inländischen Erzeugerpreisen ohne diese Ölkomponente) spezifiziert wird. Eine solche Übung würde die strukturellen Zusammenhänge zwar erhellen; dem deutlich höheren Aufwand stünde aber ein Zugewinn an Prognosegenauigkeit für die aggregierte Importnachfrage nur dann gegenüber, wenn die relative Treffsicherheit der Annahmen über einen solchen „Kernpreisindex“ — gemessen etwa am Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten — höher wäre als beim realen Wechselkurs.

<sup>31</sup> Der ungewichtete Median der Preiselastizitäten liegt in dieser Studie bei  $-0,79$ .

Die Anpassung der Importe an geänderte Niveaus der verursachenden Größen im Zeitablauf zeigt Schaubild 8. Auffällig ist zum einen der im Vergleich zur Gesamtnachfrage geringe Einfluss des realen Außenwerts der D-Mark, zum anderen die auffällig starke kontemporäre Reaktion auf eine Änderung der Gesamtnachfrage. Von geringfügigen Schwankungen in den Folgequartalen

Schaubild 8: Reaktion der Importe auf Änderungen in ihren Bestimmungsgründen<sup>a</sup>



<sup>a</sup> Prozentuale Zunahme der Importe gegenüber der Basislösung bei einer dauerhaften Erhöhung der Gesamtnachfrage in Deutschland sowie des realen Außenwerts der D-Mark um 1 Prozent ab Zeitpunkt t sowie bei gleichzeitigem Eintreten beider Ursachen.

abgesehen, vollzieht sich fast die komplette Reaktion auf einen inländischen Nachfrageschock noch im selben Quartal. Wegen dieser „Spiegelbildlichkeit“ erlaubt die Beobachtung der aktuellen Importentwicklung wertvolle Rückschlüsse auf den Verlauf der Inlandskonjunktur.

In die Importgleichung werden neben zwei schätztechnisch notwendigen Sprungdummies für Quartale mit unplausibel hohen Importvolumina drei Verlaufsdummy aufgenommen, die der besonderen historischen Situation Deutschlands gerecht werden: Eine Dummy für die Wiedervereinigung, eine für die zu niedrige Erfassung der Importe aus den EU-Partnerländern und eine für die seit geraumer Zeit offenbar zunehmende Importneigung. Mit der Vergrößerung des Staatsgebiets der Bundesrepublik im Jahr 1991 entsteht in den Daten ein klarer Strukturbruch. Diesen erkennt man daran, dass die Zunahme der Importe 1991 mit rund 20 % (Gesamtdeutschland 1991 gegenüber Westdeutschland 1990) im Vergleich zu der vorher — und auch nachher wieder — gültigen langfristigen Nachfrageelastizität „zu gering“ ausfiel. Angesichts einer Zunahme der ebenso berechneten Gesamtnachfrage um rund 18 % wäre mit einer Einfuhrexpansion um knapp 30 % zu rechnen gewesen. Die einmalig sinkende Importquote ist typisch für ein Land, dessen Charakterisierung sich aufgrund seiner Gebietsvergrößerung von „klein und offen“ in Richtung „groß und geschlossen“ verschiebt. Hinzu kommt, dass nach der Wiedervereinigung die ostdeutsche Exportbasis rasch zusammenbrach und in der Folge nur schleppend wieder aufgebaut wurde, wodurch eine wichtige Ursache für Importe nahezu vollständig entfiel. Diese Veränderungen werden durch einen Shift der Konstanten nach unten modelliert; daher nimmt die Dummyvariable *gebiet* ab 1991 I den Wert 1 an. Der Koeffizient ist signifikant und hat das erwartete negative Vorzeichen. Seine Höhe (10 %) entspricht in etwa dem Ausmaß, um das die Importe damals „zu wenig“ gestiegen sind.

Die Variable *binnen*, die ab 1993 I den Wert 1 annimmt, fängt den Bruch in der statistischen Erfassung der Handelsströme innerhalb der Europäischen Union auf. Seit der Einführung des Gemeinsamen Marktes und der gleichzeitigen Abschaffung der innereuropäischen Zollkontrollen werden die Importe im

wesentlichen aus den Umsatzsteuermeldungen der Unternehmen rekonstruiert. Dadurch wurde die Zeitreihe nicht nur revisionsanfälliger und steht seither relativ spät mit hinreichender Genauigkeit zur Verfügung; entscheidend ist, dass das Importvolumen aufgrund ökonomischer Anreize vermutlich zu niedrig ausgewiesen wird. Die mit Gleichung [5] geschätzten Werte müssen daher verringert werden, um sich den „historischen“ Werten anzupassen. Tatsächlich weist der Koeffizient von *innen* das erwartete negative Vorzeichen auf. Der Parameter kann als grober Näherungswert für die Unterschätzung der tatsächlichen Importvolumina interpretiert werden: Es liegt bei 5 % des gesamten deutschen Imports; bei einem Anteil der EU-Partnerländer an der deutschen Einfuhr von etwa 55 % bedeutet dies, dass circa 9 % des deutschen Imports aus der EU nicht erfasst werden.<sup>32,33</sup>

Mit Hilfe der Dummyvariablen können systematische Schätzfehler bezüglich des Niveaus der Importe vermieden werden. Auf diese Weise gelingt eine sehr enge Anpassung der geschätzten Importmengen an die historischen Niveaus (Schaubild 9). Neben der Tatsache, dass die Prognosefehler in einem recht kleinen Intervall liegen (zwischen  $-2,09$  und  $2,13$  % des realisierten Werts), spricht insbesondere der häufige Vorzeichenwechsel der Fehler für die Schätzung: So dauern im Untersuchungszeitraum weder Überschätzungen (1988) noch Unterschätzungen (1994) länger als fünf Quartale. Das höhere Bestimmtheitsmaß sowie die geringere Standardabweichung der Regression haben ihren Grund

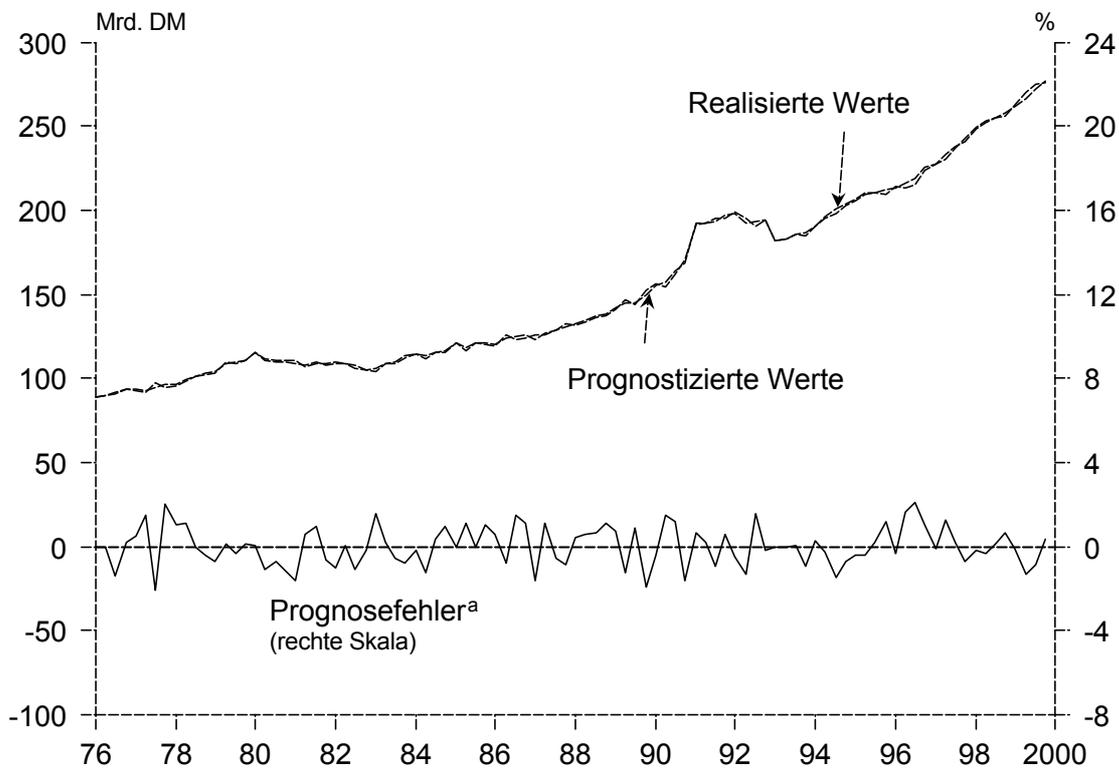
---

<sup>32</sup> Diese Größenordnung ist durchaus realistisch: So berichtet Eurostat (2000: 3), dass der Wert der gemeldeten Eingänge im Intra-EU-Handel 1998 um 60 Mrd. ECU bzw. 5,5 % unterhalb dem der Versendungen lag. Theoretisch müssten die Eingänge jedoch höher als die Versendungen sein, da erstere *cif*-Werte und letztere *fob*-Werte darstellen. Das Amt betrachtet die Versendungen als den zuverlässigeren Indikator für den Intrahandel.

<sup>33</sup> Der Versuch, die Dummyvariable *innen* in die beiden Exportmodelle zu implementieren, lieferte keine signifikanten Ergebnisse. Zwar ist auch die Erfassung der Exporte seit 1993 mit größerer Unsicherheit behaftet, aber für die Unternehmen besteht kein Anreiz, die Angaben in die eine oder andere Richtung zu verfälschen, da Ausfuhren wegen des Bestimmungslandprinzips von der Umsatzsteuer befreit sind.

nicht nur in der insgesamt geringeren Schwankungsanfälligkeit der Importe im Vergleich zu den Exporten; denn die Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten sind niedriger (Tabelle 1). Hier fällt auf, dass selbst die jedes Vierteljahr aktualisierte Prognose für die jeweils kommenden vier Quartale („rollierende Jahresprognose“) der naiven Prognose deutlich überlegen ist.

*Schaubild 9: Güte der Anpassung innerhalb des Schätzzeitraums: Importmodell*



<sup>a</sup>In Prozent des realisierten Werts. Ein negatives (positives) Vorzeichen steht für eine Unterschätzung (Überschätzung).

Auch die Stabilität der Gleichung seit 1993 ist gewährleistet (Tabelle 1). Das gelingt allerdings nur, wenn man die seit der ersten Hälfte der neunziger Jahre spürbar steigende Importneigung Deutschlands berücksichtigt. Dies geschieht mit der Dummyvariable  $d_{93}$ , die einem geknickten linearen Trend in der Niveaubeziehung ab 1993 I entspricht. Offenbar reicht der Trend, mit dem die Exporte behaftet sind, seit dieser Zeit nicht mehr aus, um die auf fortschreitender

internationaler Arbeitsteilung basierende Eigendynamik der Importe zu erklären. Als Gründe für die Beschleunigung des Importwachstums können der EU-Binnenmarkt sowie die Integration Chinas und Mittel- und Osteuropas in die Weltwirtschaft angeführt werden.<sup>34</sup> Problematisch ist, dass diese Argumente auch für einen Trendknick im Exportmodell sprechen würden. Dort ist ein solches zwar signifikant, verschlechtert aber die Ex-post-Prognose am aktuellen Rand<sup>35</sup>, so dass auf seine Implementierung verzichtet wird. Elemente einer Erklärung der zunehmenden Importdynamik scheinen eher im steigenden Bedarf an technologischen Dienstleistungen sowie in der Rolle der Direktinvestitionen zu liegen.<sup>36</sup> Allerdings fehlt es bislang noch an schnell verfügbaren und operationalisierbaren Makrogrößen. Trifft die Vermutung einer steigenden Bedeutung von Technologievariablen zu, kann angesichts des derzeitigen Stands der Diskussion über die „New economy“ darauf vertraut werden, dass der positive Trendknick für die kommenden Jahre relevant bleiben wird. Wie gut der Fit außerhalb des Schätzzeitraums mit  $d_{93}$  gelingt und wie krass gleichzeitig das Unterschätzungsproblem ohne die Dummy  $d_{93}$  ist, verdeutlicht Schaubild 10.

Die Zuhilfenahme des Trendknicks ist keine spezifische Schwäche des hier vorgestellten Modells. Ein allgemeines Ergebnis der neueren empirischen Außenhandelsforschung besteht in der Erkenntnis, dass Importelastizitäten im Laufe der Geschichte stärkeren Schwankungen unterworfen sind als Exportelastizitäten, weil die unterstellte Konstanz des Ausgabenanteils für Importe noch weniger gewährleistet ist als für die Exportseite (Sawyer und Sprinkle 1999: 174; Marquez 1999: 12). Daher erscheint es wenig aussichtsreich,

---

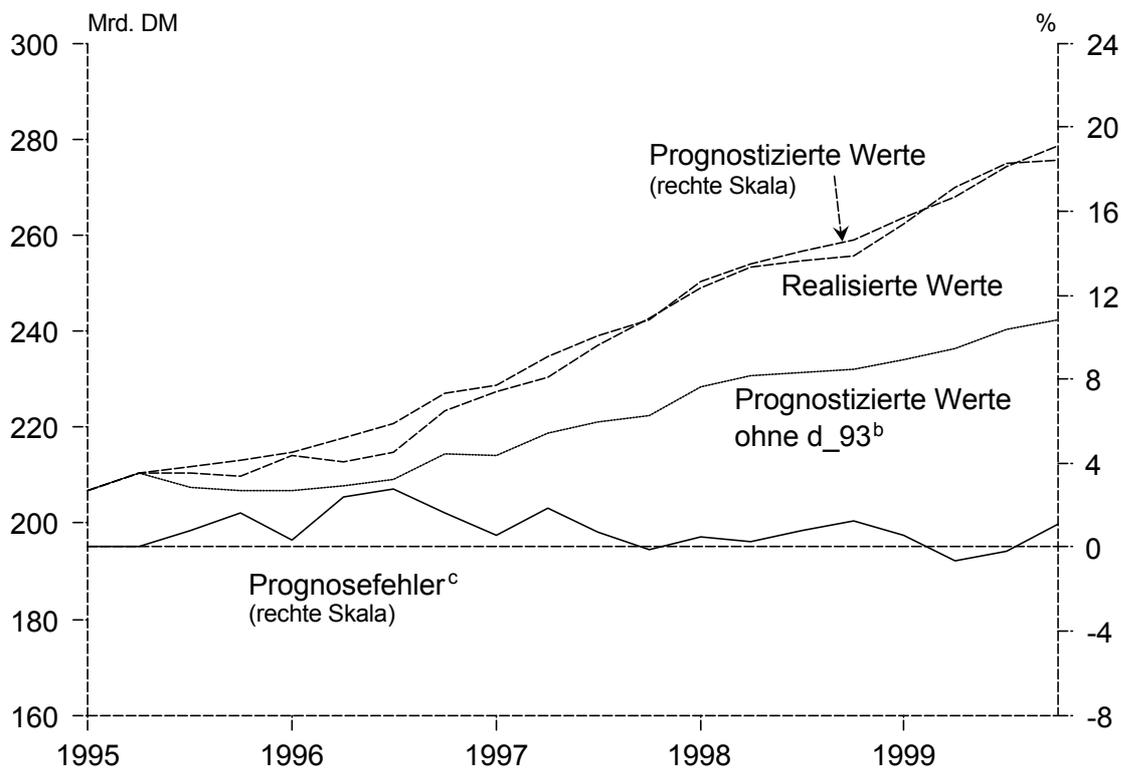
<sup>34</sup> Neben ökonomischen Kriterien ist für die Wahl des Knickzeitpunkts die Maximierung des  $t$ -Werts des Knickparameters in der Bewley-transformierten Gleichung ausschlaggebend.

<sup>35</sup> Die Überschätzung in den Jahren 1998 und 1999 (Schaubild 6) fällt dann deutlicher aus.

<sup>36</sup> Barrell und te Velde (1999: 19) finden einen positiven Einfluss ausländischer Direktinvestitionen deutscher Unternehmen und der Patentierungsaktivität in Deutschland auf die deutsche Importnachfrage nach Industriewaren.

die aggregierte Importnachfrage über viele Jahrzehnte hinweg mit konstanten Elastizitäten der konjunkturrelevanten Größe und des relativen Importpreises zu erklären.<sup>37</sup>

Schaubild 10: Ex-post-Prognose außerhalb des Schätzzeitraums<sup>a</sup>:  
Importmodell



<sup>a</sup> Schätzung der Gleichung bis 1995 II. Ab 1995 III Prognose außerhalb des Stützbereichs unter Verwendung der historischen Werte für die deutsche Gesamtnachfrage und den Außenwert der D-Mark.- <sup>b</sup> Die Verlaufsdummy  $d_{93}$  entspricht einem linearen Zeitrend ab 1993 I und bringt die zunehmende Importneigung der deutschen Volkswirtschaft in den neunziger Jahren zum Ausdruck (vgl. Text). - <sup>c</sup> In Prozent des realisierten Werts. Ein negatives (positives) Vorzeichen steht für eine Unterschätzung (Überschätzung).

<sup>37</sup> Ein radikaler Lösungsversuch bestünde in der Schätzung allein der gesamtdeutschen Importnachfrage seit 1991 I. Da die Kürze des Schätzzeitraums ( $T=35$ ) jedoch zu hohen Standardfehlern führte, wurde dieser Versuch nicht weiter verfolgt.

#### **IV. Prognose des deutschen Außenhandelsvolumens in den Jahren 2000 und 2001**

Die geschätzten Ergebnisse werden im folgenden zur Prognose des deutschen Außenhandels in den Jahren 2000 und 2001 verwendet. Die Regressorwerte sind der Prognose des Kieler Instituts für Weltwirtschaft vom Frühjahr 2000<sup>38</sup> entnommen (Gern et al. 2000 und Boss et al. 2000). Diese unterstellt einen Anstieg der mit den Anteilen der jeweiligen Länder an der deutschen Warenausfuhr gewichteten Industrieproduktion bei den 18 wichtigsten Handelspartnern um 4,4 % im Jahr 2000 und um 3,4 % im Jahr darauf, eine Zunahme der realen Gesamtnachfrage in Deutschland um 4,0 und 3,8 % sowie einen Rückgang des realen Außenwerts der D-Mark um 5,2 bzw. 0,4 %.<sup>39</sup> Die Durchrechnung des Modells erfolgt in zwei Stufen: Zunächst wird die Entwicklung des Exportvolumens bestimmt. Das Ergebnis wird in Kombination mit der erwarteten inländischen Verwendung zur Konstruktion der Gesamtnachfrage benutzt, auf deren Grundlage sodann die Importprognose vollzogen wird. Das Ergebnis zeigt Schaubild 11.<sup>40</sup>

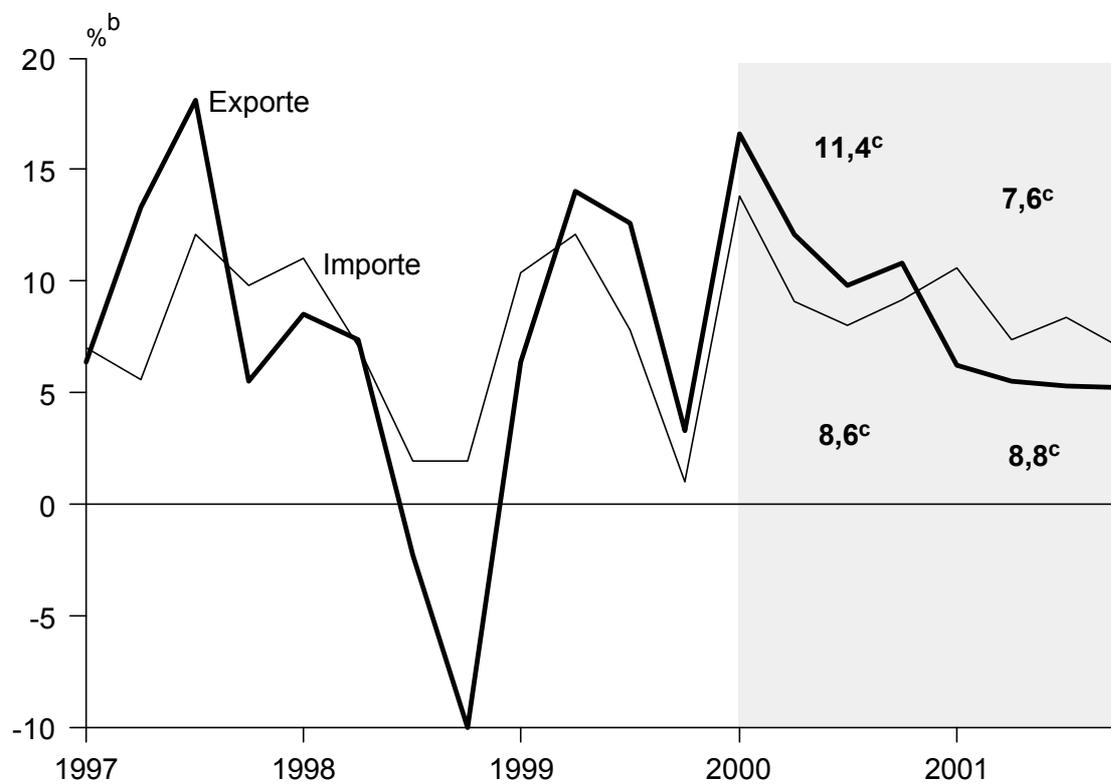
---

<sup>38</sup> Abgeschlossen am 17. März 2000.

<sup>39</sup> Die laufenden Jahresraten für den Zuwachs der exportgewichteten Industrieproduktion im Ausland (I\*) in Prozent von 2000 I bis 2001 IV sind mit 4,5; 4,8; 4,0; 4,7; 2,9; 2,9; 2,5; 3,1, die für die inländische Gesamtnachfrage (die bereits die Schätzwerte für die Exporte enthält) mit 4,9; 4,6; 3,8; 3,7; 4,2; 3,9; 3,2; 3,0 veranschlagt. Der Index der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der Bundesrepublik gegenüber 38 Partnerländern stabilisiert sich annahmegemäß auf seinem für März erwarteten Niveau von 92,0.

<sup>40</sup> Die laufenden Jahresraten für die saisonbereinigten Exportmengen lauten: 16,8; 12,2; 9,9; 10,9; 6,3; 5,6; 5,4; 5,3. Für die Importe ergibt sich: 13,8; 9,1; 8,0; 9,2; 10,6; 7,4; 8,4; 7,0.

Schaubild 11: Voraussichtliche Entwicklung des deutschen Außenhandels 2000 und 2001<sup>a</sup>



<sup>a</sup>Real. - <sup>b</sup>Veränderung gegenüber Vorquartal, auf laufende Jahresrate hochgerechnet. - <sup>c</sup>Veränderungsrate gegenüber Vorjahr im Jahresdurchschnitt (Prozent).

## V. Schlussfolgerungen und Ausblick

Die vorliegende Arbeit stellt ökonometrische Eingleichungsmodelle zur Prognose der aggregierten Exporte und Importe von Waren und Dienstleistungen der Bundesrepublik Deutschland vor, die insbesondere im Rahmen von Konjunkturprognosen genutzt werden können. Bei der Importnachfrage fallen die Änderung des Gebietsstandes 1991 und der statistische Bruch infolge der ungenaueren Erfassung des EU-Intrahandels ab 1993 stärker und dauerhafter ins Gewicht als bei den Exporten, außerdem muss die in den neunziger Jahren beschleunigt steigende Importquote schätztechnisch bewältigt werden. Die langfristigen

Elastizitäten — reichlich 1,5 in bezug auf die Gesamtnachfrage sowie ein kleiner negativer Wert in bezug auf die Proxy des relativen Importpreises — stimmen weitgehend mit früheren Studien überein.

Die Schätzung der Nachfrage nach deutschen Exporten wird alternativ mit der Industrieproduktion im Ausland (Modell 1) und mit dem ausländischen BIP (Modell 2) durchgeführt. Modell 1 erreicht wegen der sehr hohen Bedeutung von Industriewaren für die deutsche Ausfuhr und der höheren Varianz der Industrieproduktion eine deutlich bessere Anpassung an die historischen Exportvolumina und erscheint von daher für die Prognose erfolgversprechender als Modell 2. Doch hat letzteres den praktischen Vorzug der weiteren Verbreitung von BIP-Prognosen. Insbesondere bei institutsübergreifenden Gemeinschaftsprojekten wie den Frühjahrs- und Herbstgutachten der Wirtschaftsforschungsinstitute könnten daher das Exportmodell 2 und das Importmodell eine rationale, konsistente, transparente und konsensfähige Außenhandelsprognose erleichtern.

Die Wahl des Eingleichungs-Fehlerkorrekturmodells als Analyserahmen ist wegen der Integrations- und Exogenitätseigenschaften der verwendeten Regressoren zwar adäquat (Anhang 2 und 3). Da jedoch zwischen Exporten und Importen eine vielfältige Abhängigkeit besteht, stellt die Schätzung eines Gleichungssystems eine natürliche Erweiterung des hier präsentierten Vorgehens dar. Möglicherweise können aus der Nutzung der in den Residuen verbliebenen Informationen (SUR-Schätzung) noch zuverlässigere Schätzer der kurz- und langfristigen Elastizitäten gewonnen werden. Eine andere (oder zusätzliche) Erweiterungsmöglichkeit bietet sich in Form einer Einbeziehung der Exportangebotsseite an, die in der empirischen Literatur meist über die relative Profitabilität des Exportsektors modelliert wird, approximiert durch den relativen Ausführpreisindex (Pohit 1997). Auf diese Weise wäre dem theoretischen Anspruch der Einbeziehung von Nachfrage *und* Angebot in die Analyse von Märkten und

der praktischen Erfordernis der Konjunkturprognose, Außenhandelsmengen *und* -preise modellgestützt vorausszuschätzen, gleichzeitig gedient.

## **Anhang**

### **A1. Datenquellen und Konstruktion der Regressoren**

Die Ursprungswerte der Exporte und Importe von Gütern und Dienstleistungen in Preisen von 1995 entstammen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) (Statistisches Bundesamt 2000). Für die Schätzungen werden die mit dem Verfahren Census-X-11 saison- und kalenderbereinigten Quartalswerte der Deutschen Bundesbank (2000a) verwendet. Denselben Quellen entspringen die Angaben zur inländischen Verwendung (BIP minus Außenbeitrag) in Deutschland. Die Gesamtnachfrage entspricht der Summe aus inländischer Verwendung und Export von Waren und Dienstleistungen. Alle deutschen Angaben vor 1991 beziehen sich auf Westdeutschland und die VGR-Systematik des ESVG, 2. Auflage, jene ab 1991 auf den neuen Gebietsstand und das ESVG95. Die Zeitreihen werden auf 1995=100 indexiert.

Der Index der Industrieproduktion im Ausland (1995=100) wird aus den monatlichen Länderindizes der Produktion im Verarbeitenden Gewerbe, in der Energieerzeugung und im Bergbau gewonnen (OECD 2000: 22) und mit den Gewichten jedes Landes an der nominalen deutschen Warenausfuhr des Jahres 1998 (Statistisches Bundesamt 1999b: 37ff.) arithmetisch gemittelt. Berücksichtigt wurden jene 19 bedeutenden Handelspartnerländer, für die lange Zeitreihen vorliegen (Repräsentationsgrad: 73,9 %); dies sind (relative Gewichte in Klammern) die EU15-Länder ohne Deutschland (76,5 %), Schweiz (6,0 %), Norwegen (1,2 %), Vereinigte Staaten (12,7 %), Kanada (1,0 %) und Japan (2,6 %). Der in Exportmodell 2 benutzte Index des BIP im Ausland (1995=100) wird auf ähnliche Weise berechnet; als Gewichte werden hier die durchschnittlichen Anteile jedes Landes an der deutschen Warenausfuhr in den Jahren 1996

bis 1998 verwendet<sup>41</sup>, außerdem stehen 22 Länder zur Verfügung, wodurch der Repräsentationsgrad auf 75,7 % steigt. Die Länder und ihre relativen Gewichte sind: EU15 ohne Deutschland (75,3 %), Schweiz (6,3 %), Vereinigte Staaten (10,0 %), Kanada (0,7 %), Mexiko (0,6 %), Japan (3,5 %), Korea (1,6 %), Taiwan (1,1 %) und Australien (0,9 %). Die Quartalswerte für das reale BIP der einzelnen Länder stammen überwiegend von der OECD<sup>42</sup> (1999) und lauten in diesem Fall auf US-Dollar zu Kaufkraftparitäten des Jahres 1995; die Quartalsdaten jener Länder, für die nur Ursprungswerte zur Verfügung stehen, werden mit Census-X-11 saisonbereinigt.<sup>43</sup> Alle Länderzeitreihen werden auf 1995 = 100 indexiert.

Der reale Außenwert der D-Mark entspricht dem von der Deutschen Bundesbank (2000b) monatlich veröffentlichten Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit gegenüber 38 Ländern (1999 I = 100). Hierbei handelt es sich um das geometrische Mittel der 38 bilateralen Außenwerte, wobei als Gewichtungsfaktor nicht der Anteil eines Landes am deutschen Ex- oder Import, sondern sein Anteil am weltweiten Konkurrenzangebot dient, dem sich die Bundesrepublik gegenüber sieht; so können Drittmarkteffekte abgebildet werden. Jeder bilaterale Außenwert wird berechnet als Preis der D-Mark in der jeweiligen Landeswährung, bereinigt um realwirtschaftliche Preisniveauunterschiede, d.h. dividiert durch das Verhältnis aus ausländischem und deutschem Verbraucherpreisniveau.<sup>44</sup> Für die Zeit vor 1995 ist der reale Außenwert gegenüber 38

---

<sup>41</sup> Die Motivation hierfür ist vor allem in der 1998 vorübergehend sehr niedrigen Bedeutung südostasiatischer Länder zu sehen, welche in den Index der Industrieproduktion nicht eingehen. Dessen Ländergewichte haben sich von 1996 bis 1998 nur unwesentlich geändert.

<sup>42</sup> Bezug über Datastream, auch für die Länder (z.B. Taiwan), für die auf nationale Quellen zurückgegriffen wird.

<sup>43</sup> Das BIP des Gebietes EU15 ohne Deutschland wurde durch Abzug des deutschen BIP von der Zeitreihe EU15 gewonnen.

<sup>44</sup> Eine ausführliche Beschreibung der Berechnungsmethoden findet sich in Deutsche Bundesbank (1998b).

Ländern nicht berechnet bzw. nicht veröffentlicht worden, daher wird auf den Index zurückgegriffen, der den traditionellen Kreis von 18 Industrieländern enthält. Da dieser engere Index im Jahr des Übergangs (1995) ein anderes Niveau (109,6) aufweist als der breite (109,0), wird eine Verkettung erforderlich, d.h. die Werte des realen Außenwerts für die Zeit vor 1995 werden mit dem Verkettungsfaktor  $(109,0)/(109,6) = 0,99453$  multipliziert.

Für die hier vorliegenden Schätzungen werden alle Zeitreihen logarithmiert.

## A2. Bestimmung des Integrationsgrades der Zeitreihen

Von Kointegration spricht man, wenn sich aus nicht-stationären Zeitreihen eine Linearkombination bilden lässt, die stationär oder zumindest von einem niedrigeren Grad integriert ist. Eine notwendige Vorbedingung ist dabei, dass die Komponenten des Regressorenvektors vom gleichen Grade integriert sind (Engle und Granger 1987: 253). Integriert vom Grade  $n$ , kurz  $I(n)$ , ist eine Zeitreihe, wenn man sie  $n$  mal diskret differenzieren muss, um eine stationäre Zeitreihe zu erhalten. Stationäre Zeitreihen haben die Eigenschaft, dass sie nach einem Schock wieder zu ihrem ursprünglichen Niveau oder zu ihrem Trendwert zurückfinden, dass also in der ADF-Testgleichung

$$[A.1] \quad \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$\gamma$  einen negativen Wert annimmt (Dickey und Fuller 1981). Die Nullhypothese des ADF-Tests ( $\gamma=0$ ) ist also gleichzusetzen mit der Annahme, die Variable sei nicht-stationär, d.h. mindestens vom Grade 1 integriert. Um Freiheit von Autokorrelation von  $\varepsilon_t$  sicherzustellen, werden verzögerte erste Differenzen in die Testgleichung aufgenommen, ihre Anzahl ( $p$ ) sollte aber klein bleiben. Kann die Nullhypothese nicht abgelehnt werden, wird im nächsten Schritt geprüft, ob

die erste Differenz nicht-stationär ist (allen  $y$ - und  $Dy$ -Termen in [A.1] wird noch ein  $\Delta$  vorangestellt). Bei Ablehnung dieser Hypothese wird auf das Vorliegen einer  $I(1)$ -Zeitreihe geschlossen.

Das Testergebnis hängt nicht unwesentlich davon ab, ob die ADF-Gleichung mit oder ohne Trend bzw. Konstante spezifiziert wird.<sup>45</sup> Dieses Entscheidungsproblem kann „per Vorurteil“ gelöst werden; dann fände sich lediglich in der ADF-Gleichung für den realen Außenwert der D-Mark kein Trend, alle anderen hier verwendeten Zeitreihen ( $X$ ,  $M$ ,  $I^*$ ,  $Y^*$ ,  $IVX$ ) sind trendbehaftet. Hier wird jedoch der Prozedur von Enders (1995: 257) gefolgt: Zunächst wird ein ADF-Test mit [A.1] durchgeführt, dann wird mit einem F-Test die zusammengesetzte Hypothese „Nicht-Stationarität und kein Trend“ überprüft ( $\gamma=a_2=0$ ). Kann diese nicht abgelehnt werden, wird der ADF-Test ohne Trend durchgeführt und die zusammengesetzte Hypothese „Nicht-Stationarität und keine Konstante“ getestet. Kann diese wiederum nicht abgelehnt werden, entscheidet der ADF-Test ohne Trend und Konstante.

Das Urteil über die Nicht-Stationarität der Zeitreihen ist invariant gegenüber der Wahl zwischen den beschriebenen Test-Prozeduren (Tabelle A1). Sämtliche verwendete Zeitreihen sind integriert vom Grade 1.

---

<sup>45</sup> Die Überprüfung einer trendstationären Zeitreihe mit einer ADF-Gleichung ohne Trend würde sehr wahrscheinlich zur (irrtümlichen) Annahme der Nullhypothese  $H_0$  („Nicht-Stationarität“) führen, weil die trendmäßige Änderung im Zeitablauf jedesmal als Schock interpretiert würde, von dem sich die Zeitreihe nicht „erholt“. Aus dieser Überlegung folgt, dass eine Spezifikation mit Konstante und Trend noch am ehesten zur Ablehnung von  $H_0$  führt.

Tabelle A1: Einheitswurzeltest zur Bestimmung des Integrationsgrades

Variable	ADF-Test der Niveaus <sup>a</sup>				ADF-Test der ersten Differenzen <sup>a</sup>		
	Modell <sup>b</sup>	ADF-Test-statistik	Trend <sup>c</sup>	Konstante <sup>d</sup>	Modell <sup>b</sup>	ADF-Test-statistik	Ergebnis
X	T,0	-2,85	4,36		T,0	-9,36***	I(1)
	C,0	0,26	-	6,76***			
I*	T,4	-1,98	1,97		T,1	-5,24***	I(1)
	C,2	-0,75	-	4,37*			
Y*	T,1	-2,36	2,79		T,0	-5,96***	I(1)
	C,1	-0,11		9,72***			
e	T,4	-2,50	3,14	-	T,3	-4,06***	I(1)
	C,4	-2,13	-	2,55			
	N,4	-0,76	-	-			
M	T,0	-1,50	1,23	-	T,0	-10,13***	I(1)
	C,0	0,13	-	13,48***			
IVX	T,0	-1,57	1,23	-	T,0	-9,73***	I(1)
	C,0	-0,31	-	11,28***			

a \*\*\* (\*\*, \*) bedeutet Ablehnung der Nullhypothese auf einem Signifikanzniveau von 1 % (5 %, 10 %). — <sup>b</sup>Modelltyp und Zahl der Lags. T: Modell mit Konstante und Trend; C: Modell mit Konstante; N: Modell ohne Konstante und Trend. Die Anzahl der verzögerten ersten Differenzen in der Testgleichung wird unter der Nebenbedingung der Freiheit von Autokorrelation erster bis zwölfter Ordnung ( $\alpha = 0,05$ ) möglichst klein gewählt. — <sup>c</sup>F-Wert des gemeinsamen Tests auf Einheitswurzel und „kein Trend“ ( $\gamma = a_2 = 0$ ). Bei Annahme erneuter ADF-Test mit Modelltyp C (Enders 1995: 257). — <sup>d</sup>F-Wert des gemeinsamen Tests auf Einheitswurzel und „keine Konstante“ ( $\gamma = a_0 = 0$ ). Bei Annahme erneuter ADF-Test mit Modelltyp N.

Quelle: Eigene Berechnungen.

### A3. Tests auf schwache Exogenität

Im vorliegenden Beitrag werden die Kointegrationsvektoren der Exportmodelle bzw. des Importmodells jeweils aus Einzelgleichungs-Fehlerkorrekturmodellen gewonnen. Dies ist ohne Informationsverlust möglich, solange der Regressorvektor X schwach exogen in Bezug auf die zu erklärende Variable Y ist (Engle et al. 1983: 285). Andernfalls besteht zwischen X und Y eine Rückkoppelung, und die für die Prognose verwendeten Ausprägungen von X könnten nicht mehr

unabhängig von  $Y$  gewonnen werden. Darüber hinaus ist die schwache Exogenität von  $X$  bei Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen hinreichend für Granger-Kausalität von  $X$  in bezug auf  $Y$ , d.h. die von der ökonomischen Theorie behauptete Kausalitätsrichtung findet sich in den Daten tatsächlich wieder.

Die Erfüllung der Annahme schwacher Exogenität wird auf zweifache Weise überprüft. Zum einen wird im sogenannten Marginalmodell auf Signifikanz des Fehlerkorrekturterms getestet (Urbain 1991: 14). Hierbei wird beispielsweise der Zuwachs der ausländischen Industrieproduktion (Exportmodell 1) auf seine eigenen Verzögerungen, auf die aller anderen Variablen sowie auf den im Hauptmodell (Gleichung [3]) geschätzten Fehlerkorrekturterm ( $fkt$ ) regressiert. Ist dieser insignifikant ( $\gamma_{fkt} = 0$ ), so ist die betrachtete Variable im Hauptmodell schwach exogen. Sind darüber hinaus alle Koeffizienten der endogen verzögerten Variablen ( $\mathbf{b}_{Y_i}$ ) gemeinsam null, ist die ausländische Industrieproduktion streng exogen.<sup>46</sup> Diese Prüfung wird für jede  $H_0$ -exogene Variable jedes Eingleichungsmodells durchgeführt. Die Laglänge in den Marginalmodellen wird einheitlich auf 4 festgelegt.

Um zu erkennen, ob ausländische Industrieproduktion und realer Außenwert der D-Mark gleichzeitig schwach exogen sind, wird ein VAR in ersten Differenzen dieser beiden Variablen (Laglänge 3) als Seemingly Unrelated Regression (SUR) geschätzt, wobei in jede Gleichung wiederum der aus dem Hauptmodell gewonnene Fehlerkorrekturterm aufgenommen wird (Boswijk und Urbain 1994). Dessen Signifikanz wird zunächst in jeder Gleichung mit dem t-Test überprüft; sodann wird mit einem Wald-Test untersucht, ob die Koeffizienten des

---

<sup>46</sup> Strenge Exogenität wird zwar für die Angemessenheit des Eingleichungs-Fehlerkorrekturmodells nicht gefordert, sie ist jedoch hinreichend dafür, dass in umgekehrter Richtung, also von  $Y$  auf  $X$ , Granger-Kausalität nicht vorliegt, ein Feedback also sowohl über die Niveaus als auch über die Kurzfristbeziehung ausgeschlossen werden kann.

Fehlerkorrekturterms in beiden Gleichungen zugleich null sind ( $\gamma_{1,\text{fkt}} = \gamma_{2,\text{fkt}} = 0$ ). Die Ergebnisse sind in Tabelle A2. zusammengefasst.

Für das Exportmodell 1 und das Importmodell kann die Hypothese der schwachen Exogenität der Regressoren in keinem Fall abgelehnt werden. Mit Ausnahme der Gesamtnachfrage sind sie auf dem 10%-Signifikanzniveau sogar streng exogen. Die Analyse mit Hilfe von Eingleichungsmodellen erweist sich also als zulässig. Weniger günstig fallen die Ergebnisse für Exportmodell 2 aus. Hier kann zwar der reale Außenwert der D-Mark zumindest als schwach exogen angesehen werden. Im Marginalmodell kann auch die schwache Exogenität des ausländischen BIP nicht abgelehnt werden, wengleich die Irrtumswahrscheinlichkeit einer Ablehnung mit 0,105 sehr niedrig ist. Aber im VAR der H0-exogenen Variablen, das die Interaktion zwischen ausländischem BIP und Außenwert der D-Mark erfasst und somit mehr Informationen nutzt, wird die Annahme der schwachen Exogenität sowohl für das BIP im Ausland einzeln als auch für seinen Verbund mit dem Wechselkurs verworfen.

Tabelle A2: Tests auf schwache Exogenität<sup>a</sup>

Variable Nullhypothese	Exportmodell 1		Exportmodell 2		Importmodell	
	$I^*$	$e$	$Y^*$	$e$	$IVX$	$e$
$\mathbf{g}_{fkt} = 0$ im Marginalmodell	-0,74 [0,464]	0,99 [0,327]	-1,64 [0,105]	-0,15 [0,880]	-0,20 [0,839]	-0,57 [0,570]
$\mathbf{b}_{Y_i} = 0 \forall i, i = 1, \dots, 4$	0,51 [0,729]	1,48 [0,215]	3,67 [0,008]	2,18 [0,078]	2,71 [0,036]	0,15 [0,961]
$\mathbf{g}_{fkt} = 0$ im VAR	-1,00 [0,317]	1,11 [0,270]	-3,62 [0,000]	0,80 [0,422]	-1,00 [0,320]	-1,08 [0,281]
$\mathbf{g}_{1,fkt} = \mathbf{g}_{2,fkt} = 0$	2,20 [0,333]		13,53 [0,001]		2,45 [0,294]	

<sup>a</sup>Die frei stehenden Zahlen in der Tabelle sind  $t$ -,  $F$ - bzw.  $\chi^2$ -Werte der im Text beschriebenen Hypothesentests; in eckigen Klammern sind die jeweils dazugehörigen Irrtumswahrscheinlichkeiten angegeben. Beträgt diese weniger als 0,10, wird die Nullhypothese verworfen.

Quelle: Eigene Berechnungen.

## Literaturverzeichnis

- Banerjee, A., J.J. Dolado und R. Mestre (1998). Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework. *Journal of Time Series Analysis* 19 (3): 267–283.
- Barell, R., und W. te Velde (1999). Evolving Patterns in Manufacturing Import Demand in the European Union. An Empirical Investigation of 10 European Countries. Discussion Paper no. 145. National Institute of Economic and Social Research. February. London.
- Boss, A., J. Döpke, M. Fischer, K.-W. Schatz und J. Scheide (1997). Exportboom treibt Konjunktur. *Die Weltwirtschaft* (3): 264–294.
- Boss, A., K. Gerling, J. Gottschalk, C.-P. Meier, J. Scheide, R. Schmidt und H. Strauß (2000). Finanzpolitische Impulse für Konjunktur und Wachstum in Deutschland. *Die Weltwirtschaft* (1): 28–63.
- Boswijk, H.P. (1994). Testing for an Unstable Root in Conditional and Structural Error Correction Models. *Journal of Econometrics* 63 (1): 37–60.
- Boswijk, H.P., und Urbain, J.P. (1994). Lagrange-Multiplier Tests for Weak Exogeneity: A Synthesis. Research Memorandum: University of Limburg. Maastricht.
- Clostermann, J. (1996). Der Einfluss des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz. Diskussionspapier 7/96. Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe. Deutsche Bundesbank. Frankfurt/Main.
- Deutsche Bundesbank (1994). Reale Wechselkurse als Indikatoren der internationalen Wettbewerbsfähigkeit. *Monatsberichte* 46(5): 47–60.
- (1998a). Wechselkursabhängigkeit des deutschen Außenhandels. Perspektiven unter den Bedingungen der Europäischen Währungsunion. *Monatsberichte* 50 (1): 49–59.
- (1998b). Aktualisierung der Außenwertberechnung und Anpassung an die Bedingungen der Europäischen Währungsunion. *Monatsberichte* 50 (11): 57–71.

- (1998c). Zur Indikatorqualität unterschiedlicher Konzepte des realen Außenwerts der D-Mark. *Monatsberichte* 50 (11): 41–55.
- (2000a). Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen. *Statistisches Beiheft zum Monatsbericht* 4. April.
- (2000b). *Monatsberichte* 52 (4). Frankfurt am Main.
- Dickey, D.A., und W.A. Fuller (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time-Series with a Unit Root. *Econometrica* 49: 1057–1072.
- Döpke, J., und M. Fischer (1994). Was bestimmt die westdeutschen Exporte? *Die Weltwirtschaft* (1): 55–66.
- Döpke, J., und E. Langfeldt (1995). Zur Qualität von Konjunkturprognosen für Westdeutschland 1976-1994. Kieler Diskussionsbeiträge 247. Institut für Weltwirtschaft. Kiel.
- Döpke, J., K.-J. Gern, J. Gottschalk, E. Langfeldt, J. Scheide, M. Schlie und H. Strauß (1998). Euroland: New Conditions for Economic Policy. Kiel Discussion Paper no. 326. The Kiel Institute of World Economics. Kiel.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York.
- Engle, R.F., und C.W.J. Granger (1987). Cointegration and Error Correction. Representation, Estimation, Testing. *Econometrica* 55 (2): 251–276.
- Engle, R.F., D.F. Hendry und J.-F. Richard (1983). Exogeneity. *Econometrica* 51: 277-304.
- Eurostat (2000). Eurozone erzielt 1999 Handelsbilanzüberschuss von 58,1 Mrd. Euro. *Pressemitteilungen* 26/2000. 8. Februar.
- Fischer, M. (1995). Was bestimmt die westdeutschen Importe? *Die Weltwirtschaft* (4): 431–443.
- Gern, K.-J., J. Gottschalk, C. Kamps, B. Sander, J. Scheide und H. Strauß (2000). Weltwirtschaftliche Dynamik auf dem Höhepunkt. *Die Weltwirtschaft* (1): 1–27.
- Gilbert, C.H. (1986). Practitioners' Corner: Professor Hendry's Econometric Methodology. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48: 283–307.
- Handelsblatt* (2000). Schwacher Euro bringt mehr Gewinner als Verlierer. 9. Mai: 18.

- Hansen, G. (1993). *Quantitative Wirtschaftsforschung*. München.
- Hinze, J. (1997). *Aussagefähigkeit internationaler Arbeitskostenvergleiche: Methodische Grundlagen, empirische Ergebnisse und wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen*. Forschungsauftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft. Hamburg.
- Kleinert, J. (2000). The Emergence of Multinational Enterprises. In G. Rübel (Hrsg.), *Issues in International Economics*. Berlin. In Vorbereitung.
- Lapp, S., J. Scheide und R. Solveen (1995). Determinants of Exports in the G7-countries. Kiel Working Paper 707. Institut für Weltwirtschaft. Kiel.
- Lucke, D. (1998). Abhängigkeit der deutschen Exporte vom realen Außenwert der D-Mark. *DIW-Wochenbericht* (4): 75–81.
- Marquez, J. (1999). Long-Period Trade Elasticities for Canada, Japan, and the United States. *Review of International Economics* 7 (1): 102–116.
- Meier, C.-P. (1998). Reale Wechselkurse und internationale Wettbewerbsfähigkeit. Eine empirische Analyse von Wechselkursschwankungen auf die Bundesrepublik Deutschland. Untersuchungen zur Wirtschaftspolitik 111. Institut für Wirtschaftspolitik an der Universität zu Köln. Köln.
- OECD (1999). *Quarterly National Accounts*. Fourth Quarter. Paris.
- (2000). *Main Economic Indicators*. March. Paris.
- Orcutt, G.H. (1950): Measurement of Price Elasticities in International Trade. *Review of Economics and Statistics* 32: 117–132.
- Pohit, S. (1997). A Survey on Trade Linkages in Indian Models. *Foreign Trade Review: Quarterly Journal of Indian Institute of Foreign Trade* 32 (3): 1–21.
- Rose, K. (1989). *Theorie der Außenwirtschaft*. 10. Auflage. München.
- Sawyer, W.C., und R.L. Sprinkle (1999). *The Demand for Imports and Exports in the World Economy*. Brookfield/USA.
- Senhadji, A. (1998). Time-Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A Cross-Country Analysis. *IMF Staff Papers* 45 (2): 236–268.
- Siebert, H. (1994). *Außenwirtschaft*. 6. Auflage. Stuttgart.

- Statistisches Bundesamt (1999a). *Fachserie 18: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe S.20: Revidierte Vierteljahresergebnisse der Inlandsproduktsberechnung, 1991 bis 1998*. Stuttgart.
- (1999b). *Fachserie 7: Außenhandel, Reihe 1: Zusammenfassende Übersichten für den Außenhandel*. Stuttgart.
- (2000). *Fachserie 18: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1.3: Konten und Standardtabellen*. Stuttgart.
- Stock, J.H. (1987). Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors. *Econometrica* 55(5): 1035–1053.
- Strauß, H. (1998a). Bestimmungsgründe und Entwicklungstendenzen des deutschen Dienstleistungsexports. *Die Weltwirtschaft* (2): 154–176.
- (1998b). Euroland's Trade With the Rest of the World: An SNA-based Estimation. Kiel Working Paper n° 888. The Kiel Institute of World Economics. Kiel.
- (1999). Der Einfluss von Wirtschaftswachstum und Wechselkursänderungen auf den internationalen Tourismus. Ein empirischer Vergleich zwischen Deutschland, Frankreich, dem Vereinigten Königreich und den Vereinigten Staaten. *Tourismus Journal* 3 (4): 445–470.
- Theil, H. (1966). *Applied Economic Forecasting*. Amsterdam.
- Urbain, J.P. (1991). On Weak Exogeneity in Error Correction Models. Research papers: Centre de Recherches Economiques et Demographiques de Liege. Lüttich.
- Virmani, A. (1991). Demand and Supply Factors in India's Trade. *Economic and Political Weekly*. 9 February.