

Fischer, Malte

Working Paper — Digitized Version

Die Preisbildung im westdeutschen Außenhandel: Eine empirische Analyse

Kiel Working Paper, No. 782

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Fischer, Malte (1996) : Die Preisbildung im westdeutschen Außenhandel: Eine empirische Analyse, Kiel Working Paper, No. 782, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/46932>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Kieler Arbeitspapiere

Kiel Working Papers

Kieler Arbeitspapier Nr. 782

**Die Preisbildung im westdeutschen
Außenhandel — Eine empirische
Analyse**

von
Malte Fischer



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

Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120, D-24105 Kiel

Kieler Arbeitspapier Nr. 782

**Die Preisbildung im westdeutschen
Außenhandel — Eine empirische
Analyse**

von
Malte Fischer

720854

Dezember 1996

Für Inhalt und Verteilung der Kieler Arbeitspapiere ist der jeweilige Autor allein verantwortlich, nicht das Institut.

Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregung und Kritik direkt an den Autor zu wenden und etwaige Zitate vorher mit ihm abzustimmen.

Inhaltsverzeichnis

A. Problemstellung.....	1
B. Die verwendeten Variablen	1
I. Die westdeutschen Aus- und Einfuhrpreise	2
II. Die Determinanten der Ausfuhrpreise.....	3
1. Die inländische Kosten- und Preisentwicklung.....	3
2. Die Preise ausländischer Vorleistungen	5
3. Die Preise auf den Absatzmärkten	8
4. Die Wechselkurse	9
III. Die Determinanten der Einfuhrpreise	11
1. Die Preise in den Lieferländern.....	11
2. Die Rohstoffpreise.....	12
3. Die Wechselkurse	14
4. Die inländischen Preise.....	15
C. Methodisches Vorgehen und ökonomische Schätzergebnisse	17
I. Methodisches Vorgehen.....	17
II. Ökonomische Schätzergebnisse	21
1. Die Exportpreisgleichung	21
2. Die Importpreisgleichung	29
D. Simulation mit den Modellen.....	38
I. Simulationen der Exportpreise.....	39
II. Simulationen der Importpreise.....	47
E. Zusammenfassung und Ausblick	58
Literaturverzeichnis	62

Abstract

Which factors determine the prices of West German exports and imports? To answer this question, two single equation error correction models are applied. Export prices turn out to be mainly determined by prices for concurrent goods produced abroad, whereas unit labor costs and the nominal exchange-rate of the D-Mark only have minor impacts on export prices. Import prices are significantly influenced by producer prices abroad, domestic prices for import substitutes, the nominal exchange-rate of the D-Mark and — to a smaller degree — by commodity prices. The models are finally used to simulate the reaction of export and import prices to changes of the exogenous variables.

JEL Classification: C22, F17

Keywords: International Trade, Time-Series Models, Simulations

A. Problemstellung

Die Außenhandelspreise bestimmen zusammen mit den aus- und eingeführten Gütermengen die Handelsbilanz eines Landes. Dabei werden Gütermengen und -preise durch die weltwirtschaftlichen Rahmenbedingungen beeinflusst. So haben Nachfrageveränderungen im In- und Ausland sowie Wechselkursverschiebungen nicht nur Wirkungen auf die Mengen der im- und exportierten Güter (Döpke und Fischer 1994; Fischer 1995; Döhrn 1993; Flemig 1984; Weber 1990), sondern auch auf deren Preise. Das Ausmaß der Preisänderungen wiederum wird bestimmt von den Veränderungen der Angebots- und Nachfragebedingungen auf den Märkten und den daraus folgenden Reaktionen von Anbietern und Nachfragern. Zudem sind die Außenhandelspreise wichtige wettbewerbliche Aktionsparameter, die von den Anbietern zum Aufbau, Erhalt und zur Ausweitung ihrer Marktstellungen und -anteile eingesetzt werden können. Reaktionen der Außenhandelspreise auf Änderungen relevanter Einflußgrößen können ferner Hinweise auf die Wettbewerbs- und Marktsituation geben, in der sich Anbieter und Nachfrager befinden. Darüber hinaus haben Variationen der Aus- und Einfuhrpreise Folgewirkungen für andere wirtschaftliche Größen. So kann es etwa für den Verlauf der realen Warenexporte durchaus von Bedeutung sein, ob und in welchem Ausmaß inländische Anbieter auf eine Aufwertung der heimischen Währung mit Preiskonzessionen beim Export reagieren oder ob steigende Produktionskosten in den Exportpreisen überwälzt werden. Auch ist es für die wirtschaftliche Entwicklung im Inland insbesondere im Hinblick auf die Preisentwicklung nicht unerheblich, in welchem Umfang und wie rasch sich Abwertungen der D-Mark sowie Preissteigerungen im Ausland auf die Einfuhrpreise auswirken. In der vorliegenden Arbeit soll daher die relative Bedeutung möglicher Einflußgrößen für die Export- und Importpreise untersucht werden. Zunächst werden hierzu die für die Analyse verwendeten Variablen diskutiert. Durch Regressionsanalysen werden anschließend die kurz- und langfristigen Einflüsse der Determinanten auf die Außenhandelspreise quantifiziert. Die ermittelten Schätzgleichungen werden sodann für Simulationsrechnungen herangezogen. Die Untersuchung schließt mit einer Zusammenfassung der Ergebnisse.

B. Die verwendeten Variablen

I. Die westdeutschen Aus- und Einfuhrpreise

In der vorliegenden Untersuchung soll die Entwicklung der westdeutschen Aus- und Einfuhrpreise für Waren erklärt werden. Als endogene Variablen werden zu diesem Zweck der Index der westdeutschen Ausfuhrpreise und der Index der westdeutschen Einfuhrpreise in der Berechnung durch das Statistische Bundesamt (Statistisches Bundesamt 1970–1994b) herangezogen. Es handelt sich hierbei um nach der Laspeyres-Formel berechnete Außenhandelspreisindizes. Das Laspeyres-Konzept ist dadurch gekennzeichnet, daß bei Berechnung des Index das Mengengerüst des Basisjahrs fixiert wird, um so die reine Preisentwicklung im Indexverlauf zum Ausdruck zu bringen (Abels 1993; Bohley 1992).¹ Die so berechneten Laspeyres-Indizes unterscheiden sich von den Durchschnittswertindizes für den Außenhandel. Letztere werden aus Durchschnittswerten, die sich durch Division der Außenhandelswerte durch die Mengen der entsprechenden Produktgruppe ergeben, berechnet und als Paasche-Index mit den Mengengerüsten des Berichtsjahrs gewichtet. Die Durchschnittswertindizes erfassen nicht nur

¹ Die sogenannte Praxisformel zur Berechnung eines Laspeyres-Preisindex (PL) lautet:

$$PL = \frac{\sum_{i=1}^m \frac{p_i(t)}{p_i(o)} \cdot w_i}{\sum_{i=1}^m w_i} \cdot 100 \quad \text{mit} \quad w_i = \frac{p_i(o) \cdot q_i(o)}{\sum_{i=1}^m p_i(o) \cdot q_i(o)}$$

Durch Umformung erhält man die sogenannte Grundformel:

$$PL = \frac{\sum_{i=1}^m p_i(t) \cdot q_i(o)}{\sum_{i=1}^m p_i(o) \cdot q_i(o)}$$

Dabei bezeichnen:

- p = Preis
- q = Menge
- o = Basisperiode
- t = Berichtsperiode
- i (mit i = 1, 2, ..., m) ausgewählte Güter
- w = Ein- bzw. Ausfuhranteil eines Gutes im Basisjahr.

die reine Preisbewegung, sondern messen auch die Preiseinflüsse, die von Veränderungen der Produktqualitäten, der Lieferbedingungen und von Verschiebungen in der Sortimentstruktur ausgehen (Statistisches Bundesamt 1995).

Dagegen werden bei den Außenhandelspreisindizes nach dem Laspeyres-Konzept derartige unechte Preisänderungen ausgeschaltet. Um die reinen Preisänderungen zu messen, werden bei den einzelnen Produkten preisbestimmende Merkmale wie Produktqualität, Handels- und Lieferbedingungen etc. möglichst konstant gehalten. Ändern sich diese Merkmale und kommt es dadurch zu Preisveränderungen, so werden diese „unechten“ Preisveränderungen bei der Preisermessung, soweit dies möglich ist, eliminiert. Die Laspeyres-Preisindizes für den Außenhandel beruhen auf monatlichen Erhebungen. Dabei beziehen sich die Preisangaben der Unternehmen nicht auf einen Stichtag, sondern werden als Durchschnittspreis des gehandelten Produkts über alle Vertragsabschlüsse im Berichtsmonat ermittelt. Zeitlicher Bezugspunkt der Preisangaben ist der Zeitpunkt des Vertragsabschlusses. Dabei werden die Preise in D-Mark gemessen. Es werden nicht die Listenpreise, sondern die effektiv gezahlten Preise gemeldet. Auf diese Weise wird eine Unterschätzung der Preisentwicklung im Boom sowie eine Überschätzung in rezessiven Phasen vermieden.

Für die folgende Untersuchung werden für alle Zeitreihen Quartalsdaten für den Zeitraum von 1970:1 bis 1994:3 verwendet.

II. Die Determinanten der Ausführpreise

1. Die inländische Kosten- und Preisentwicklung

In der Literatur wird vielfach davon ausgegangen, die Ausführpreise seien insbesondere durch die inländische Kosten- und Preisentwicklung bestimmt (Turnovsky und Kaspura 1974). Diese Annahme basiert auf den theoretischen Überlegungen des „mark-up-pricing“, bei denen sich der Preis durch einen u.a. von der Marktform und den Nachfragebedingungen auf dem Absatzmarkt abhängigen Gewinnaufschlag auf die Kosten bestimmt (Hansen und Westphal 1983; Kröger und Pauly 1985; de Ménil 1974). Dabei kann allgemein zwischen Mate-

rial-, Kapital- und Lohnkosten unterschieden werden. Da diese Kostengrößen häufig sehr stark miteinander korrelieren und daher Gefahr von Multikollinearität besteht, wird in einigen empirischen Untersuchungen als zusammenfassender Indikator für die Kostenfaktoren die gesamtwirtschaftliche Preisentwicklung, wie sie sich im Deflator für das Bruttoinlandsprodukt widerspiegelt, herangezogen (Dieckheuer 1976; Fleischer 1986). Ein Nachteil dieser Vorgehensweise besteht jedoch darin, daß der Deflator für das Bruttoinlandsprodukt als umfassender Indikator für die inländische Preisentwicklung auch die Preise von Gütern und Dienstleistungen mißt, die für die Exportwirtschaft nicht den Charakter von Vorprodukten und damit von Kostenfaktoren haben. Die vorliegende Arbeit konzentriert sich daher darauf, die Wirkungen der wohl wichtigsten Kostengröße, nämlich der Lohnkosten, auf die Exportpreise zu untersuchen. Um die Lohnkosten zu messen, werden die Lohnkosten je Produkteinheit herangezogen. Dazu wird die saisonbereinigte Zeitreihe der Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit je Beschäftigten dividiert durch die saisonbereinigte Zeitreihe des realen Bruttoinlandsprodukts je Erwerbstätigen, die die Produktivität mißt.²

Einige empirische Untersuchungen machen Vorbehalte gegen die Verwendung der so berechneten Lohnstückkosten als preisbestimmende Variable geltend (Mously 1978; Nordhaus 1972). So wird argumentiert, daß konjunkturbedingte Schwankungen der Produktivität und damit der Lohnstückkosten die Unternehmen nicht zu Preisänderungen veranlassen. Vielmehr orientierten sich Unternehmen bei ihrer Preispolitik an der langfristigen, konjunkturbereinigten Entwicklung der Arbeitsproduktivität (Hansen und Westphal 1983). Dagegen komme es zu sofortigen Anhebungen der Exportpreise, wenn der Anstieg der Lohnstückkosten auf einer Zunahme der tariflich vereinbarten Löhne beruhe, weil diese als andauernde Kostensteigerung betrachtet werde. Um die nach diesen Überlegungen für die Preisbildung irrelevanten konjunkturbedingten Schwankungen der Arbeitsproduktivität auszuschalten, wird empfohlen, die Arbeitsproduktivität durch Berechnung eines gleitenden Durchschnitts von konjunkturellen Einflüssen zu „bereinigen“ und somit „normale“, also konjunkturbereinigte Lohnstückkosten für die empirische Analyse heranzuziehen (Fleischer 1986).

² Diese Berechnung entspricht dem Vorgehen der Deutschen Bundesbank (vgl. Deutsche Bundesbank, lfd. Jgg.).

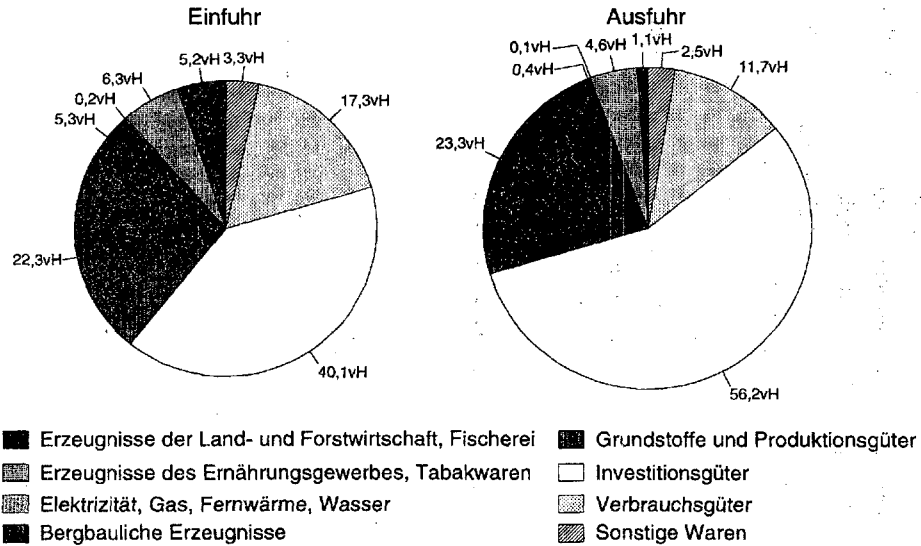
Fraglich ist jedoch, ob und inwieweit die Unternehmen in der Lage sind, zwischen konjunkturbedingten Schwankungen der Arbeitsproduktivität und damit der Lohnstückkosten und solchen zu unterscheiden, die durch andere Faktoren, wie z.B. strukturellen Wandel oder technischen Fortschritt, hervorgerufen werden. Selbst wenn von den Produzenten konjunkturelle Einflüsse von anderen Einflüssen auf die Lohnstückkosten differenziert werden können, so ist gleichwohl nicht auszuschließen, daß sie bei ihrer Preisgestaltung auch auf konjunkturinduzierte Schwankungen der Lohnstückkosten reagieren. Aus diesen Gründen wird in der vorliegenden Untersuchung auf eine Konjunkturbereinigung der Lohnstückkosten durch Glättung der Zeitreihe der Arbeitsproduktivität verzichtet. Mit der Verwendung unbereinigter Lohnstückkosten wird im folgenden also vermieden, einzelne Ursachen von Schwankungen der Lohnstückkosten a priori als preisbestimmenden Einfluß auszuklammern.

2. Die Preise ausländischer Vorleistungen

Die Bundesrepublik Deutschland ist ein rohstoffarmes und intensiv in die internationale Arbeitsteilung eingebundenes Land. Bei der Herstellung der Ausfuhrüter werden daher auch ausländische Vorleistungen verwendet. Deren Preisentwicklung hat somit Einfluß auf die Produktionskosten der Exportwirtschaft. Durch Kostenüberwälzungen sind damit Wirkungen der Vorleistungspreise auf die Exportpreise möglich. Als umfassender Indikator für die Preisentwicklung importierter Vorleistungen könnte der Preisindex der Warenimporte insgesamt herangezogen werden. Doch ist dies problematisch, weil die Importpreisvariable auch den Wettbewerb mit ausländischen Anbietern exportkonkurrierender Güter mißt. Denn ein großer Teil des westdeutschen Außenhandels ist intraindustrieller Handel, und die strukturelle Zusammensetzung der Wareneinfuhr gleicht in weiten Teilen derjenigen der Warenausfuhr (Schaubild 1). Die von der Bundesrepublik importierten Güter reflektieren insofern in erheblichem Umfang das Konkurrenzangebot zu deutschen Exportprodukten auf dem Weltmarkt. Folglich kann ein Einfluß der Import- auf die Exportpreise auch als Einfluß der Konkurrenzpreise auf den Absatzmärkten auf die Exportpreise interpretiert werden. Dieser vom

Schaubild 1

Struktur des westdeutschen Außenhandels nach Gütergruppen im Jahr 1994



Konkurrenzangebot im Ausland ausgehende Preiseinfluß soll in der vorliegenden Arbeit jedoch durch eine spezielle Auslandspreisvariable (s. Abschnitt II.3.) gemessen werden. Zur Vermeidung von Multikollinearität wird daher als Preisvariable für ausländische Vorleistungen anstelle des Importpreisindex der Preisindex für Rohstoffe herangezogen. Aufgrund der Güterstruktur der deutschen Ausfuhren existiert keine nennenswerte Konkurrenzbeziehung zwischen heimischen Exporten und Rohstoffen. Es besteht also keine Gefahr, mit den Rohstoffpreisen den Preiseinfluß der Wettbewerbssituation auf den Exportmärkten zu messen.

Als Zeitreihe für die Rohstoffpreise wird der HWWA-Rohstoffpreisindex auf US-Dollarbasis, einschließlich Energie, herangezogen und in D-Mark umgerechnet. Diese Umrechnung ist notwendig, da sich bilaterale Wechselkursänderungen der D-Mark gegenüber dem US-Dollar in der Variable des gewogenen Außenwerts der D-Mark gegenüber 18 Währungen, welche in der Exportpreisgleichung ebenfalls verwendet wird, nicht in vollem Umfang niederschlagen. So wird der Wechselkurs der D-Mark gegenüber dem US-Dollar bei der Berechnung des Außenwerts der D-Mark nur mit einem Gewicht von rund 14 vH berücksichtigt (Deutsche Bundesbank 1989). Durch diametrale Veränderungen der D-Mark-Wechselkurse gegenüber den anderen Währungen mag eine Wechselkursverschiebung gegenüber dem Dollar bei Berechnung des gewogenen Außenwerts der D-Mark mithin kompensiert werden. Um den Einfluß bilateraler Wechselkursänderungen der D-Mark gegenüber dem US-Dollar auf die Importpreise für Rohstoffe und — angesichts zu erwartender Überwälzungen — auf die Exportpreise vollständig zu erfassen, muß der Rohstoffpreisindex somit in D-Mark umgerechnet werden. Zu diesem Zweck wird der HWWA-Rohstoffpreisindex auf Dollarbasis mit dem bilateralen Kassakurs des Dollar gegenüber der D-Mark des jeweiligen Quartals multipliziert. Da die Rohstoffpreisvariable auf Dollarbasis ein Index mit dem Basisjahr 1975=100 ist, wird auch für die amtlichen Kassa-Mittelkurse des Dollar gegenüber der D-Mark (Deutsche Bundesbank lfd. Jgg.) ein Index mit dem Basisjahr 1975=100 gebildet. Das Ergebnis der Multiplikation ist die Zeitreihe des in D-Mark umgerechneten HWWA-Rohstoffpreisindex.

3. Die Preise auf den Absatzmärkten

Empirisch gehaltvolle Ansätze zur Erklärung der Exportpreise müssen neben dem Einfluß der inländischen Kostenentwicklung auch diejenigen der Konkurrenz- und Nachfragesituation auf den ausländischen Absatzmärkten berücksichtigen. Zu diesem Zweck wird die Preisentwicklung auf den wichtigsten ausländischen Absatzmärkten deutscher Exporteure herangezogen. Steigen die Preise der im Ausland hergestellten Konkurrenzprodukte deutscher Exportgüter, so ergibt sich *ceteris paribus* für die heimischen Anbieter ein Preiserhöhungsspielraum. Inwieweit sie diesen auszunutzen bereit und in der Lage sind, kann Aufschluß über die Markt- und Wettbewerbssituation geben, die sich für deutsche Unternehmen im Ausland stellt. Eine von der ausländischen Preisentwicklung spürbar abweichende Gestaltung der Exportpreise deutet auf Marktunvollkommenheiten hin und zeigt, daß Spielraum für eine autonome Preispolitik besteht (Isard 1977; Kravis und Lipsey 1977). So werden die Anbieter ihre Preise um so unabhängiger von den Preisen ihrer Konkurrenten und um so deutlicher an den eigenen Kosten gestalten, je heterogener die gehandelten Produkte sind (Clostermann 1996). Die Variable für die Auslandspreise mißt aber nicht nur den Preiswettbewerb auf den Absatzmärkten deutscher Exporteure, sondern sie reflektiert mittelbar auch die Auslandskonjunktur und damit den Einfluß der Nachfrage auf die heimischen Exportpreise. Eine spürbare Belebung der Auslandskonjunktur — sie geht zu- meist mit einer Beschleunigung des Preisauftriebs im Ausland einher — führt zu steigender Nachfrage auch nach deutschen Exportprodukten (Döpke und Fischer 1994), und die heimischen Anbieter können höhere Preise beim Export ihrer Produkte durchsetzen.

Zur Berechnung der Preise auf den ausländischen Absatzmärkten werden die Produzentenpreise in den 18 wichtigsten Handelspartnerländern Westdeutschlands herangezogen. Da die Produzentenpreise die Preise industriell erzeugter Produkte messen, kommt in dieser Preisvariable die Preisentwicklung handelbarer Produkte zum Ausdruck, die Konkurrenzgüter für deutsche Exporte sind. Allerdings ist hierbei zu berücksichtigen, daß sich die den ausländischen Produzentenpreisen zugrundeliegenden Warenstrukturen von der Warenstruktur unterscheiden können, die für die Berechnung der deutschen Exportpreise maßgeblich ist. Dies

mag sowohl die Art der erfaßten Güter als auch deren Gewichtung betreffen. Insofern stellt die hier berechnete Variable für die Auslandspreise eine Approximation der Preise exportkonkurrierender Produkte dar. Zudem sind für einige Länder die Produzentenpreisindizes nicht für den gesamten Beobachtungszeitraum verfügbar. In diesen Fällen werden die Produzentenpreise mit den Konsumentenpreisen verknüpft. Zwar erfassen die Konsumentenpreise zum Teil auch die Preise nicht handelbarer Produkte, doch sind die Verlaufsmuster der Konsumenten- und Produzentenpreise in den betroffenen Ländern in der Vergangenheit sehr ähnlich gewesen, so daß eine Verknüpfung gerechtfertigt erscheint. Der Einfluß der länderspezifischen Preisentwicklung auf die westdeutschen Exportpreise hängt von der Bedeutung des jeweiligen Landes als Absatzmarkt für heimische Exportprodukte ab. Aus diesem Grunde werden die länderspezifischen Preisindizes mit den jeweiligen Anteilen der Länder am westdeutschen Warenexport im Zeitraum von 1990 bis 1993 gewichtet. Die Addition der gewogenen Einzelindizes ergibt dann den Gesamtindex der Auslandspreise.

4. Die Wechselkurse

Die Preisgestaltung deutscher Anbieter auf den Auslandsmärkten hängt auch von den Wechselkursen der D-Mark gegenüber den Auslandswährungen und deren Änderungen ab. Eine Aufwertung (Abwertung) verteuert (verbilligt) für sich genommen deutsche Produkte aus der Sicht der ausländischen Nachfrager. Doch haben die heimischen Unternehmen die Möglichkeit, durch Änderung ihrer Preisforderung die Wirkung der Wechselkursverschiebung ganz oder teilweise zu kompensieren. Sie können bei einer Aufwertung der D-Mark die in D-Mark gerechneten Exportpreise senken bzw. bei einer Abwertung erhöhen. Das Ausmaß der Preisreaktion wird dabei insbesondere von der Wettbewerbssituation und der Marktstellung bestimmt, in der sich heimische Anbieter im Ausland befinden.

Führt eine Aufwertung der D-Mark zu einer ebenso kräftigen Reduktion der in D-Mark gerechneten Exportpreise, so bleibt der in Auslandswährung gemessene Preis heimischer Produkte stabil. Dieses Verhalten läßt vermuten, daß deutsche Anbieter einem intensiven Wettbewerb auf den ausländischen Absatzmärkten ausgesetzt sind und der Weltmarktpreis für sie ein Datum ist. Sie sind in diesem

Fall Preisnehmer. Bleibt das Ausmaß der Preissenkung jedoch spürbar hinter dem der Aufwertung zurück, so verteuern sich deutsche Produkte in Auslandswährung gerechnet. Heimische Unternehmen haben in diesem Fall offensichtlich Spielraum für eine autonome Preisgestaltung, wie sie für Märkte mit unvollständiger Konkurrenz charakteristisch ist (Brüning 1971; Willeke 1972; Hague, Oakeshott und Strain 1974). Dies mag zum einen widerspiegeln, daß sich heimische Produkte beispielsweise durch eine überdurchschnittlich hohe Qualität, pünktliche Lieferung und umfangreiche Serviceleistungen von den Konkurrenzprodukten abheben. In diesem Fall wird die Preiselastizität der Auslandsnachfrage nach heimischen Produkten recht gering sein, so daß trotz aufwertungsinduzierter Verteuerungen spürbare Marktanteilsverluste ausbleiben. Eine geringe Wechselkurselastizität der in-D-Mark gerechneten Exportpreise kann für den Fall der Aufwertung aber auch darauf hindeuten, daß heimische Exporteure — zum Beispiel aufgrund ihrer Kostensituation — trotz rückläufiger Nachfrage des Auslands nach ihren Produkten kaum Spielraum für Preiskonzessionen sehen. Sie nehmen in diesem Fall Marktanteilsverluste hin.

Die Wechselkurse der D-Mark gegenüber den wichtigsten Währungen werden durch die von der Deutschen Bundesbank (Deutsche Bundesbank lfd. Jgg.) berechnete Zeitreihe des gewogenen nominalen Außenwerts der D-Mark gemessen. Der gewogene Außenwert der D-Mark errechnet sich dabei als gewogenes geometrisches Mittel der bilateralen nominalen Wechselkurse der D-Mark gegenüber 18 Währungen. Grundlage des Gewichtungsschemas sind die Handelsströme von Industriegütern in den Jahren 1984 bis 1986 unter Berücksichtigung von Drittmarkteffekten. Hierbei wird neben dem Anteil eines Landes am Konkurrenzangebot auf den Exportmärkten der Bundesrepublik der Anteil dieser Exportmärkte an der westdeutschen Ausfuhr berücksichtigt (Deutsche Bundesbank 1989).³

Abschließend läßt sich die zu untersuchende Hypothese zu den Bestimmungsgründen der Exportpreise formal wie folgt zusammenfassen:

$$PEX = PEX \left[LSTK^+, RP^+, PAE^+, NAW^- \right].$$

³ Eine ausführliche Darstellung der Methode zur Berechnung effektiver Wechselkurse bieten Schumacher (1992) sowie Milton (1988).

Über den Variablen steht das erwartete Vorzeichen des Koeffizienten. Es wird mithin angenommen, daß die Exportpreise positiv von den Lohnstückkosten (*LSTK*), den Rohstoffpreisen (*RP*), den Preisen auf den Auslandsmärkten (*PAE*) und negativ vom nominalen Außenwert der D-Mark (*NAW*) abhängen.

III. Die Determinanten der Einfuhrpreise

1. Die Preise in den Lieferländern

Die Vermutung liegt nahe, daß die Preisbildung bei deutschen Importen nicht unabhängig von der Kosten- und Preisentwicklung im Ausland verläuft. So werden ausländische Produzenten ihre Preisforderungen beim Export ihrer Produkte auch an der Kosten- und Preisentwicklung im Heimatland orientieren. Damit hängen die deutschen Einfuhrpreise auch von der Preisentwicklung im Ausland ab. Auf diese Weise kann Inflation direkt aus dem Ausland importiert werden (Jarchow und Rühmann 1994). Unterstellt man den Fall vollständiger Konkurrenz, so haben die heimischen Importeure keine Möglichkeit, sich von der ausländischen Preisentwicklung abzukoppeln. Denn in diesem Fall werden auf den Weltmärkten bei vollständiger Markttransparenz homogene Güter zwischen vielen kleinen Anbietern und Nachfragern gehandelt. Keiner der Anbieter und Nachfrager ist groß genug, um mit seinem Verhalten allein den Marktpreis verändern zu können.⁴ Preissteigerungen im Ausland werden dann unter sonst gleichen Bedingungen vollständig auf die Importpreise übertragen (Schröder 1969/70; Siebert, 1975/76). Sind die Bedingungen der vollständigen Konkurrenz jedoch nicht erfüllt, existieren also Marktunvollkommenheiten und ist der Anteil der heimischen Nachfrage an der gesamten Nachfrage nach den importierten Waren groß, so ist das Inland bei den nachgefragten Produkten nicht mehr Preisnehmer, sondern kann mit seinem Nachfrageverhalten die Preise importierter Güter spürbar beeinflussen. Das kann zur Folge haben, daß Kosten- und Preissteigerungen im Ausland nur partiell

⁴ Für homogene Produkte, die in verschiedenen Ländern verkauft werden, gilt dann das „Gesetz des einen Preises“. Vergleiche hierzu die Darstellung von Cacheux und Reichlin (1992).

auf die in D-Mark gerechneten Importpreise übertragen werden. So können kräftige Erhöhungen der Importpreise — die z.B. Folge steigender Kosten im Ausland sind — zu einem deutlichen Rückgang der heimischen Nachfrage nach ausländischen Produkten führen. Da der Anteil der heimischen Nachfrage an der weltweiten Nachfrage nach diesen Produkten nun annahmegemäß groß ist, veranlaßt die Nachfrageverringering die ausländischen Anbieter zu beträchtlichen Preiskonzessionen, und die Importpreise geben nach. Eine vollständige Überwälzung der ausländischen Kosten auf die Importpreise gelingt dann also nicht, und die Importpreisentwicklung koppelt sich von der Preisentwicklung im Ausland ab.

Für die folgende Analyse werden die Preise im Ausland mit westdeutschen Importanteilen gewichtet. Die Berechnung der importgewichteten Auslandspreise erfolgt analog zu derjenigen der exportgewichteten Auslandspreise (siehe Abschnitt II.3.). Es werden die Produzentenpreise in den wichtigsten Handelspartnerländern, welche die Preise handelbarer Produkte reflektieren, herangezogen. Auch hier muß berücksichtigt werden, daß die der ausländischen Produzentenpreisvariable zugrundeliegende Güter- und Wägungsstruktur durchaus von derjenigen der westdeutschen Einfuhrpreise abweichen kann. Insoweit ist die Auslandspreisvariable nur als eine Annäherung an die Produktions- und Herstellungskosten der von der Bundesrepublik importierten Waren zu interpretieren. Für einige Länder werden aufgrund fehlender Daten die Produzenten- wiederum mit den Konsumentenpreisen verknüpft. Zur Gewichtung der länderspezifischen Preisindizes werden nun die Anteile der einzelnen Länder an der westdeutschen Einfuhr im Zeitraum von 1990 bis 1993 verwendet. Der Gesamtindex der ausländischen Produzentenpreise ergibt sich als Summe der gewogenen Länderpreisindizes.

2. Die Rohstoffpreise

Die Bundesrepublik Deutschland ist als rohstoffarmes Land auf den Bezug zahlreicher Rohstoffe aus dem Ausland angewiesen. Die Weltmarktpreise für Rohstoffe mögen daher einen spürbaren Einfluß auf die deutschen Einfuhrpreise haben. Von der im vorangegangenen Abschnitt III.1. beschriebenen Variable der

importgewichteten Produzentenpreise im Ausland werden Änderungen der Rohstoffpreise jedoch nicht direkt gemessen. Denn die Auslandspreisvariable erfaßt in erster Linie die Preisentwicklung handelbarer Produkte, die nicht Rohstoffe sind. So sind die meisten Industrieländer, deren Produzentenpreise zur Berechnung der Auslandspreisvariable herangezogen werden, keine oder allenfalls in geringem Umfang Rohstoffproduzenten. Daher mögen sich allenfalls über den Einsatz von Rohstoffen in der Auslandsproduktion Rohstoffpreisschwankungen auf die importgewichteten Auslandspreise auswirken. Doch ist dieser Zusammenhang höchst indirekt, und seine quantitative Bedeutung ist von der Rohstoffabhängigkeit der Auslandsproduktion sowie dem Ausmaß der Kostenüberwälzung auf die ausländischen Produzentenpreise abhängig. Aus diesem Grunde werden die Rohstoffpreise als zusätzliche exogene Variable in die Schätzgleichung zur Erklärung der Importpreise aufgenommen. Zwar ist der Anteil der Rohstoffe einschließlich mineralischer Brennstoffe an der deutschen Gesamteinfuhr mit rund 13 vH (1990) nicht sonderlich groß, doch kann nicht ausgeschlossen werden, daß ausgeprägte Schwankungen der Rohstoffpreise signifikante Änderungen auch der Importpreise nach sich ziehen. Die als Rohstoffpreisvariable herangezogene Zeitreihe des HWWA-Index der Rohstoffpreise auf Dollarbasis ist identisch mit der entsprechenden Zeitreihe zur Erklärung der Exportpreise (siehe Abschnitt II.2.) und wird wie diese mit dem bilateralen Wechselkurs des US-Dollar gegenüber der D-Mark in D-Mark umgerechnet. So wird auch hier gewährleistet, daß Änderungen des DM/\$-Wechselkurses in der Rohstoffpreisvariable erfaßt werden. Im Hinblick auf die Interpretation der Rohstoffpreisvariable und ihres Einflusses auf die Importpreise muß berücksichtigt werden, daß in dem verwendeten Rohstoffpreisindex die einzelnen Rohstoffe mit ihren Welthandelsanteilen gewogen werden. Da diese von den Anteilen der jeweiligen Rohstoffe an der deutschen Einfuhr mehr oder weniger deutlich abweichen, kann die gemessene Warenstruktur der Rohstoffe nur eingeschränkt als repräsentativ für die Zusammensetzung der von der Bundesrepublik importierten Rohstoffe betrachtet werden.

3. Die Wechselkurse

Verschiebungen der Währungsparitäten der D-Mark gegenüber den ausländischen Währungen ändern die Austauschverhältnisse zwischen dem Inland und den ausländischen Handelspartnern. In welchem Ausmaß das Risiko von Wechselkursänderungen bzw. die sich daraus ergebenden Einbußen oder Vorteile auf die heimischen Nachfrager oder die ausländischen Anbieter verteilt werden, hängt nicht zuletzt von der relativen Bedeutung der heimischen Nachfrage für die Gesamtnachfrage nach den importierten Waren ab. Werden die Importprodukte beispielsweise in ausländischer Währung fakturiert und wertet die D-Mark ab, so steigen die in D-Mark gemessenen Importpreise *ceteris paribus* um den Abwertungssatz an. Ist die relative Bedeutung der heimischen Nachfrage für die Anbieter der Importgüter gering, so ist der in Auslandswährung gerechnete Angebotspreis für die Bundesrepublik ein Datum, und die Importpreise in D-Mark steigen im Umfang der Abwertung an. Das Wechselkursänderungsrisiko wird in diesem Fall vollständig von den heimischen Importeuren getragen. Ist die Bundesrepublik dagegen ein Land mit einer bedeutenden Nachfrage auf den Märkten für die importierten Produkte und ist die heimische Nachfrage preisreagibel, so dürfte die Wechselkurselastizität der in Auslandswährung gemessenen Angebotspreise absolut größer sein als 0. Abwertungsinduzierte Verteuerungen der Importe lassen die heimische Nachfrage nach ausländischen Produkten zurückgehen, und die ausländischen Anbieter werden auf diesen für sie spürbaren Nachfrageverlust mit Preiskonzessionen reagieren. Die Importpreise geben nach, und die Verteuerung der Bezüge aus dem Ausland ist geringer als es dem Abwertungssatz der D-Mark entspricht. Eine Wechselkurselastizität der in D-Mark gerechneten Importpreise, die absolut kleiner ist als 1, kann mithin als Indiz für eine recht hohe Bedeutung der deutschen Nachfrage für die Gesamtnachfrage nach den importierten Waren gedeutet werden.⁵ Das Wechselkursrisiko wird somit zum Teil auf die ausländischen Anbieter verlagert.

⁵ Bei der Interpretation der Wechselkurselastizitäten der Importpreise ist allerdings Vorsicht geboten. So interpretiert Sandermann (1975) eine im Extremfall mögliche Wechselkurselastizität von 0 als Reflex für eine starke Abhängigkeit der heimischen Importeure vom Ausland. Doch läßt sich diese Argumentation nicht symmetrisch auf den Fall der Aufwertung und den der Abwertung anwenden. So ist diese von Sandermann vorgenommene Interpretation zwar im Falle einer Aufwertung der D-Mark noch naheliegend, da bei trotz

Die Wechselkurse der D-Mark gegenüber den wichtigsten ausländischen Währungen werden durch den gewogenen nominalen Außenwert der D-Mark gegenüber 18 Ländern gemessen: Es wird hier dieselbe, von der Bundesbank berechnete, Zeitreihe verwendet wie zur Erklärung der Exportpreise (vgl. Abschnitt II.4.). Der Außenwert der D-Mark errechnet sich dabei als gewogenes geometrisches Mittel der bilateralen nominalen Wechselkurse (Deutsche Bundesbank 1989).

4. Die inländischen Preise

Für eine umfassende Erklärung der Importpreise müssen auch die Einflüsse modelliert werden, die von der Konkurrenzsituation und Nachfrageentwicklung auf dem inländischen Absatzmarkt ausgehen. So werden die ausländischen Anbieter beim Absatz ihrer Produkte in der Bundesrepublik auch die Nachfragesituation sowie den Wettbewerb berücksichtigen, in dem sie sich mit importkonkurrierenden Inlandserzeugnissen befinden. Die Preisgestaltung für ihre Produkte wird also auch von der Preisentwicklung inländischer Importsubstitute beeinflusst. Steigen deren Preise spürbar, so können ausländische Anbieter ceteris paribus die

Aufwertung unveränderten Importpreisen auf D-Mark-Basis offenbar dem Aufwertungsatz entsprechende Erhöhungen der in Auslandswährung gemessenen Angebotspreise vorliegen. Im Falle der Abwertung der D-Mark kann eine Wechselkurselastizität der Importpreise von 0 jedoch als Indiz für eine starke Marktposition der heimischen Importeure interpretiert werden. Denn die abwertungsinduzierte Verteuerung importierter Produkte wird jetzt durch vom Ausland vorgenommene Senkungen der Angebotspreise vollständig kompensiert. Eine derartige Asymmetrie bei der Interpretation einer gemessenen Wechselkurselastizität für den Fall der Aufwertung im Vergleich zur Abwertung tritt nicht auf, wenn auf die relative Bedeutung des Inlands für die Gesamtnachfrage nach den importierten Waren abgestellt wird. Eine im Extremfall gemessene Wechselkurselastizität von 0 kann sowohl im Auf- als auch im Abwertungsfall plausibel als Indiz für eine erhebliche Bedeutung der heimischen Nachfrage für die Gesamtnachfrage nach den importierten Produkten interpretiert werden. Es stehen dann die Nachfragewirkungen auf dem Markt für Importgüter und nicht theoretische Überlegungen zur Verhandlungsmacht von Anbieter und Nachfrager im Rahmen bilateraler Preisverhandlungen im Vordergrund der Argumentation. Eine Abwertung (Aufwertung) der D-Mark hat bei dieser Argumentation deshalb keine Veränderung der in D-Mark gerechneten Importpreise zur Folge, weil die Bundesrepublik aufgrund ihres hohen Anteils an der Gesamtnachfrage nach den importierten Produkten durch Reduktion (Erhöhung) ihrer Nachfrage spürbare Nachfrageverluste (Nachfragezuwächse) für die Anbieter verursacht, die diese zu vollständig kompensierenden Senkungen (Erhöhungen) ihrer Absatzpreise veranlassen.

Preise für ihre in Deutschland abgesetzten Produkte ebenfalls erhöhen, ohne Marktanteile zu verlieren. In welchem Ausmaß sie den entstandenen Preiserhöhungsspielraum ausschöpfen, hängt unter anderem von ihrer Marktposition sowie der von ihnen verfolgten Absatzstrategie ab. Nutzen die ausländischen Anbieter den durch die Inflationierung im Inland entstandenen Preiserhöhungsspielraum nicht oder nicht vollständig aus, lassen sie ihre Absatzpreise zum Beispiel langsamer steigen als sich die Preise inländischer Importsubstitute erhöhen, so deutet dies auf die Strategie hin, durch Verbesserung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit die Marktanteile in der Bundesrepublik zu erhöhen.

Die inländische Preisentwicklung reflektiert darüber hinaus mittelbar auch die konjunkturelle Entwicklung im Inland und damit die von der Nachfrageseite ausgehenden Einflüsse auf die Importpreise. Eine Belebung der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage und Produktion im Inland — sie geht zumeist mit steigenden Inlandspreisen einher — erhöht auch die Nachfrage nach ausländischen Produkten (Fischer 1995). In der Folge steigen *ceteris paribus* die Einfuhrpreise.

Da mit den Inlandspreisen die Wettbewerbs- und Nachfrageeinflüsse auf die Importpreise eingefangen werden sollen, müssen die Preise importkonkurrierender Inlanderzeugnisse herangezogen werden. Zuweilen wird in empirischen Untersuchungen zu diesem Zweck der Preisindex des Bruttosozialprodukts verwendet (Fleischer 1986). Dagegen läßt sich einwenden, daß dieser Preisindex auch die Preise nichthandelbarer Güter und Dienstleistungen erfaßt. Diese Güter und Dienstleistungen stehen jedoch in keiner Konkurrenzbeziehung zu importierten Waren und haben auf deren Preisbildung daher keinen Einfluß. Aus diesem Grunde wird in der vorliegenden Untersuchung zur Abbildung der Preisentwicklung importsubstituierender Produkte anstelle des Preisindex für das Bruttosozialprodukt der Index der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Statistisches Bundesamt 1970–1994a) herangezogen. Hierbei handelt es sich um die Preise industriell erzeugter und damit handelbarer Güter. Sie dürften daher die geeignete Variable sein, um die Wettbewerbssituation und Nachfrageentwicklung im Inland abzubilden.

Zusammenfassend läßt sich die Hypothese über die Determinanten der Einfuhrpreise formal folgendermaßen darstellen:

$$PIM = PIM \left[PAI^+, RP^+, NAW^+, EPI^+ \right].$$

Über den Variablen steht das erwartete Vorzeichen der Koeffizienten. Es wird angenommen, daß die Importpreise positiv von den ausländischen Produzentenpreisen (*PAI*), den Rohstoffpreisen (*RP*), den inländischen Erzeugerpreisen (*EPI*) und negativ vom nominalen Außenwert der D-Mark (*NAW*) abhängen.

C. Methodisches Vorgehen und ökonometrische Schätzergebnisse

I. Methodisches Vorgehen

Die Exportpreise sowie die zu ihrer Erklärung herangezogenen exogenen Variablen können nichtstationäre (integrierte) Zeitreihen sein. Derartige Zeitreihen weichen infolge exogener Störeinflüsse von ihrem Ausgangsniveau bzw. ihrem Trendverlauf ab und kehren nicht wieder dorthin zurück. Werden die Niveaus dieser Zeitreihen in Regressionsrechnungen verwendet, so besteht die Gefahr, Scheinkorrelationen zu ermitteln. Um dies zu vermeiden, können die Veränderungsraten integrierter Zeitreihen für Regressionsrechnungen herangezogen werden. Die Veränderungsraten (bei logarithmierten Variablen also die ersten Differenzen) integrierter Zeitreihen sind zumeist stationäre Prozesse. Stationäre Zeitreihen sind dadurch gekennzeichnet, daß sie beim Auftreten exogener Störeinflüsse nur vorübergehend von ihrem bisherigen Verlauf abweichen und später wieder dorthin zurückkehren. Ein gemeinsamer Trendverlauf zwischen ihnen tritt somit nicht auf, bei Regressionsrechnungen werden Scheinkorrelationen daher vermieden. Allerdings erfassen in ersten Differenzen formulierte Gleichungen nur die kurzfristigen Zusammenhänge zwischen den Zeitreihen. Die möglicherweise bestehenden langfristigen Zusammenhänge zwischen den Niveaus der Zeitreihen werden dagegen ausgeblendet. In der ökonomischen Theorie stehen aber gerade diese langfristigen Zusammenhänge zwischen den wirtschaftlichen Größen im Mittelpunkt der Diskussion und Hypothesenbildung. Ziel der vorliegenden Untersuchung ist es daher, sowohl die kurz- als auch die langfristigen Einflüsse auf die Export- und Importpreise zu analysieren.

Dazu wird das von Kremers et al. (1992) entwickelte ökonometrische Verfahren angewendet. Dabei werden im Rahmen eines Fehlerkorrekturmodells die lang- und kurzfristigen Abhängigkeiten der Export- und Importpreise von den beeinflussenden Größen in einer Gleichung simultan untersucht. Diese „einstufige“ Vorgehensweise ist der „zweistufigen“ Methode nach Engle und Granger (1987), bei der die lang- und kurzfristigen Einflüsse auf die endogene Größe in zwei getrennten Schätzgleichungen untersucht werden, aus statistischen Überlegungen vorzuziehen (Kremers, Ericsson und Dolado 1992; Hansen 1993). Bei dem hier angewendeten „einstufigen“ Verfahren ist die Kointegrationsgleichung im Fehlerkorrekturmodell enthalten. Diese Kointegrationsgleichung überprüft, ob ein ökonomisch gehaltvoller, langfristiger Zusammenhang zwischen den Niveaus der betrachteten Zeitreihen besteht (Hansen 1991). Die kurzfristigen Einflüsse auf die abhängige Größe werden durch die ersten Differenzen der Variablen erfasst. Alle Berechnungen erfolgen in logarithmischer Spezifikation, d.h. die Parameter sind als Elastizitäten zu interpretieren.

Eine Kointegrationsbeziehung erfordert zunächst, daß die bei der Regression verwendeten Zeitreihen vom gleichen Grade integriert sind. Man nennt eine Zeitreihe integriert vom Grade n , wenn man ihre n -te Differenz bilden muß, um eine stationäre Zeitreihe zu erhalten. Darüber hinaus erfordert eine Kointegrationsbeziehung, daß eine Linearkombination der Zeitreihen existiert, die stationär ist. Das bedeutet, daß Abweichungen der endogenen Größe von der Kointegrationsbeziehung — diese reflektiert das Gleichgewichtsniveau — korrigiert werden (Fehlerkorrektur) und somit eine Rückkehr zum Gleichgewicht stattfindet.

Zunächst wird daher geprüft, ob die Zeitreihen integriert (nichtstationär) sind. Zur Prüfung auf Nichtstationarität wird das von Dickey und Fuller (1981) entwickelte Testverfahren herangezogen. Es wird sowohl der einfache Dickey-Fuller-Test (DF) als auch der erweiterte Dickey-Fuller-Test (ADF) angewendet. Bei den erweiterten Dickey-Fuller-Tests werden im Gegensatz zum einfachen Dickey-Fuller-Test zusätzlich eine oder mehrere verzögerte endogene Variablen als Regressoren in der Schätzgleichung berücksichtigt. Auf diese Weise wird die Autokorrelation der Residuen reduziert (Autokorrelationskorrektur). Zur Auswahl der geeigneten Anzahl verzögerter endogener Variablen in den Schätzgleichungen wird mittels des Lagrange-Multiplikatortests (LM-Test) geprüft, ob die Residuen der Schätzgleichung „weißes Rauschen“ darstellen, also frei von Autokorrelation

sind. Dabei werden die Residuen auf Autokorrelation erster und vierter Ordnung geprüft. Es wird dann diejenige Testspezifikation des Dickey-Fuller-Tests ausgewählt, die bei einer möglichst geringen Anzahl verzögerter endogener Variablen weißes Rauschen der Residuen aufweist. Bei Anwendung dieses Kriteriums ergibt sich für alle untersuchten Zeitreihen die gleiche Testspezifikation mit einer Konstanten, einem linearen Trend und einer verzögerten endogenen Variablen. Bei dieser für alle Zeitreihen empfohlenen Laglänge kann die Hypothese, daß es sich um integrierte Zeitreihen handelt, für keine der Zeitreihen abgelehnt werden (Tabelle 1). Das heißt, das Niveau jeder der untersuchten Zeitreihen folgt einem integrierten Prozeß. Damit die Zeitreihen integriert vom Grade 1 sind, müssen zudem ihre ersten Differenzen stationär sein. Daher werden die ersten Differenzen der Zeitreihen — ebenfalls mit Hilfe des Dickey-Fuller-Tests — auf Nichtstationarität geprüft. Auch hier wird die geeignete Laglänge der Schätzgleichung mittels des LM-Tests festgelegt. Da die Vermutung besteht, daß die ersten Differenzen der Zeitreihen stationär sind, wird bei der Testspezifikation des Dickey-Fuller-Tests auf die Berücksichtigung eines linearen Trends als erklärende Größe verzichtet. Der LM-Test empfiehlt für die untersuchten Zeitreihen unterschiedliche Laglängen bei den Dickey-Fuller-Tests. Die Dickey-Fuller-Tests zeigen, daß die ersten Differenzen der Zeitreihen jeweils stationäre Prozesse sind (Tabelle 1). Somit sind die Bedingungen für Integration vom Grade 1 bei allen Zeitreihen erfüllt. Damit können Kointegrationsbeziehungen zwischen diesen Zeitreihen untersucht werden. Es kann also geprüft werden, ob das Niveau der Export- bzw. der Importpreise langfristig von den Niveaus der exogenen Variablen beeinflusst wird. Zu diesem Zweck wird die Kointegrationsgleichung zwischen den Niveaus dieser Zeitreihen im Fehlerkorrekturmodell berücksichtigt.

Neben den langfristigen Zusammenhängen sollen im Fehlerkorrekturmodell auch die kurzfristigen Bestimmungsfaktoren für die Export- und Importpreise untersucht werden. Zu diesem Zweck werden die Veränderungsrate der Außenhandelspreise durch die Veränderungsrate der exogenen Variablen erklärt. Die exogenen Größen sowie die verzögerte endogene Variable werden mit jeweils sechs Verzögerungen in der Gleichung berücksichtigt. Als zusätzliche erklärende Größen werden die Niveaus der Zeitreihen, verzögert um ein Quartal, in die Gleichung aufgenommen. Mit anderen Worten werden die vermuteten Kointegrations-

Tabelle 1 — Tests der Zeitreihen auf Einheitswurzel

Variable ^a	Testspezifikation ^b	Breusch-Godfrey-LM(1)- Teststatistik ^c		Breusch-Godfrey-LM(4)- Teststatistik ^c		DF- bzw. ADF- Teststatistik
PEX	C, T, 1	0,27	[0,60]	8,09	[0,09]	-1,20
NAW	C, T, 1	0,36	[0,55]	5,17	[0,27]	-2,18
PAE	C, T, 1	0,01	[0,96]	6,89	[0,14]	-0,45
LSTK	C, T, 1	0,85	[0,36]	6,87	[0,14]	-2,16
RP	C, T, 1	0,79	[0,37]	6,07	[0,19]	-1,95
PIM	C, T, 1	0,25	[0,62]	6,91	[0,14]	-1,26
EPI	C, T, 1	0,03	[0,87]	6,25	[0,18]	-1,23
PAI	C, T, 1	0,01	[0,90]	4,21	[0,38]	-0,58
Δ PEX	C, 4	0,19	[0,66]	8,66	[0,07]	-3,54***
Δ NAW	C, 0	1,15	[0,28]	4,24	[0,37]	-8,21***
Δ PAE	C, 1	0,15	[0,70]	7,86	[0,10]	-3,15**
Δ LSTK	C, 3	0,59	[0,44]	1,19	[0,88]	-3,09**
Δ RP	C, 0	1,11	[0,29]	4,96	[0,29]	-7,11***
Δ PIM	C, 0	0,32	[0,57]	6,43	[0,17]	-5,95***
Δ EPI	C, 0	0,09	[0,76]	7,74	[0,10]	-4,23***
Δ PAI	C, 0	0,15	[0,69]	5,51	[0,24]	-3,37**

* = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 %

** = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %

*** = signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 %

PEX = Preisindex der westdeutschen Warenexporte

NAW = gewogener nominaler Außenwert der D-Mark

PAE = mit westdeutschen Ausfuhranteilen gewogene Produzentenpreise im Ausland

LSTK = Lohnstückkosten in der Gesamtwirtschaft Westdeutschlands

RP = HWWA-Index der Rohstoffpreise, mit Energie, in D-Mark umgerechnet

PIM = Preisindex der westdeutschen Warenimporte

EPI = Index der inländischen (westdeutschen) Erzeugerpreise

PAI = mit westdeutschen Einfuhranteilen gewogene Produzentenpreise im Ausland

Δ = erste Differenz der Variablen, alle Variablen in Logarithmen

^aDatenbasis: 1970:1–1994:3. — ^bIn der Testgleichung ist eine Konstante (C) bzw. ein linearer Trend (T) enthalten; die Ziffer gibt die Zahl der in der Testgleichung verwendeten verzögerten endogenen Variablen an. — ^cChi-Quadrat-Version, autoregressiver Prozeß erster (1) bzw. vierter (4) Ordnung. In Klammern Irrtumswahrscheinlichkeit.

Quelle: Eigene Berechnungen.

gleichungen zwischen den Niveaus der Export- bzw. Importpreise und den Niveaus der beeinflussenden Größen jeweils auf ihre Residuen, also den Fehlerkorrekturterm, umgestellt und in das Fehlerkorrekturmodell eingesetzt. Das heißt, die in den Modellgleichungen enthaltenen um ein Quartal verzögerten Niveauvariablen spiegeln die verzögerten Residuen der Kointegrationsbeziehung wider. Da die Kointegrationsbeziehung als langfristiges Gleichgewicht interpretiert werden kann, geben die verzögerten Residuen der Kointegrationsbeziehung die Abweichungen vom Gleichgewicht im Vorquartal an. Durch Berücksichtigung der verzögerten Residuen aus der Kointegrationsbeziehung wird im Fehler-Korrekturmodell die Reaktion der endogenen Variable auf Abweichungen vom Gleichgewichtsniveau in der Vorperiode erfaßt. Ökonomisch bedeutet dies, daß Abweichungen des Export- bzw. Importpreisniveaus von ihrem langfristigen Gleichgewichtsniveau („Fehler“) in der folgenden Periode teilweise korrigiert werden („Fehlerkorrektur“). Auf diese Weise wird eine Rückkehr zum Gleichgewicht bewirkt. Die so spezifizierten Ausgangsgleichungen für die Export- bzw. Importpreise werden nach der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt und mit Hilfe des Schwartz-Kriteriums reduziert. Dabei werden in mehreren Schritten als insignifikant vermutete Variablen aus der Gleichung entfernt, bis das Schwartz-Kriterium sein Minimum erreicht (vgl. hierzu die Diskussion bei Hansen 1993).

II. Ökonometrische Schätzergebnisse

1. Die Exportpreisgleichung

Für die Exportpreise ergibt sich nach Abschluß der Reduzierungsschritte folgende Gleichung. Die Symbole und Abkürzungen sind in Tabelle 1 erklärt. In den Klammern steht der *t*-Wert der Koeffizienten.

$$\begin{aligned} \Delta \log(PEX) = & 0,131 - 0,097 \Delta \log(NAW) + 0,053 \Delta \log(NAW_{t-1}) \\ & (3,470) \quad (5,737) \quad (3,157) \\ & - 0,037 \Delta \log(NAW_{t-3}) + 0,470 \Delta \log(PAE) - 0,224 \Delta \log(PAE_{t-3}) \\ & (2,215) \quad (9,320) \quad (4,310) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + 0,239 \Delta \log(PAE_{t-4}) + 0,099 \Delta \log(LSTK) + 0,360 \Delta \log(PEX_{t-1}) \\
& \quad (4,573) \quad (3,542) \quad (9,207) \\
& - 0,114 \Delta \log(PEX_{t-5}) - \left[0,066 \log(PEX_{t-1}) - 0,038 \log(PAE_{t-1}) \right] \\
& \quad (3,031) \quad (3,424) \quad (3,345) \\
& + 0,052 D74:1 + 0,011 D76:1 - 0,013 D80:2 + v_t \\
& \quad (15,195) \quad (3,617) \quad (4,416)
\end{aligned}$$

Die Schätzergebnisse zeigen, daß zwischen dem Niveau der Exportpreise und dem Niveau der Konkurrenzpreise im Ausland eine Kointegrationsbeziehung existiert.⁶ Für eine Kointegrationsbeziehung nach dem hier angewendeten Verfahren ist entscheidend, daß der Koeffizient der verzögerten endogenen Niveauvariablen, also der Koeffizient des verzögerten Exportpreisniveaus, signifikant ist. Die in diesem Zusammenhang relevanten kritischen Werte wurden von Banerjee, Dolado und Mestre (1992) ermittelt. Vergleicht man den t -Wert des Koeffizienten des verzögerten Exportpreisniveaus (3,424) mit dem kritischen Wert (-3,27), so zeigt sich, daß der Koeffizient bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 vH signifikant ist ($|3,424| > |-3,27|$). Das bedeutet, daß das realisierte Exportpreisniveau der Vorperiode bzw. seine Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht („Fehler“ der Vorperiode) einen signifikanten Einfluß auf die Veränderung der Exportpreise hat. Löst man die eckige Klammer in der Gleichung auf, so erhält der Koeffizient vor dem verzögerten Exportpreisniveau ein negatives Vorzeichen. Darin verdeutlicht sich der Fehlerkorrekturmechanismus. Liegt das tatsächlich realisierte Exportpreisniveau im Vorquartal über (unter) dem langfristigen Gleichgewichtsniveau — ergibt sich also ein positives (negatives) Residuum aus der Kointegrationsbeziehung —, so kommt es in der Folgeperiode zu einer Verringerung (Erhöhung) der Exportpreise, um das Exportpreisniveau an das langfristige Gleichgewichtsniveau anzunähern („Fehlerkorrektur“). Diese Rückkehr des realisierten Exportpreisniveaus zum Gleichgewicht kann als Stationarität der Residuen der Kointegrationsbeziehung interpretiert werden und zeigt mithin, daß

⁶ Geprüft wurde auch, ob zwischen dem Niveau der Exportpreise und den Niveaus einer oder mehrerer anderer exogener Variablen eine Kointegrationsbeziehung vorliegt. Jedoch konnte dabei keine weitere Kointegrationsbeziehung nachgewiesen werden.

eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen den Niveauvariablen, also eine Kointegrationsbeziehung, vorliegt.

Um die Koeffizienten dieser Kointegrationsbeziehung zu ermitteln, muß die auf ihre Residuen umgestellte Kointegrationsbeziehung zwischen den Niveauvariablen — sie wird durch den Ausdruck in den eckigen Klammern im Fehlerkorrekturmodell repräsentiert — wieder in ihre Ausgangsform überführt werden. In dieser Ausgangsgleichung ist das Exportpreisniveau die zu erklärende Variable. Im Rahmen der Umformung muß der Koeffizient des Auslandspreisniveaus durch den Koeffizienten des Exportpreisniveaus dividiert werden. Das Ergebnis der Division ist der Koeffizient der Kointegrationsbeziehung, der als langfristige Elastizität zu interpretieren ist. Es ergibt sich dabei eine langfristige Elastizität des Exportpreisniveaus in bezug auf das Auslandspreisniveau von knapp 0,6. Ein Anstieg des gewogenen Konkurrenzpreisniveaus im Ausland um 1 vH führt demnach langfristig zu einem Anstieg des heimischen Exportpreisniveaus um nur 0,6 vH. Die deutschen Anbieter nutzen also einen bei steigenden Preisen auf den wichtigsten Exportmärkten entstehenden Preiserhöhungsspielraum langfristig nur zu etwas mehr als der Hälfte aus. Da der Anstieg des deutschen Exportpreisniveaus im Beobachtungszeitraum somit deutlich hinter dem Preisniveauanstieg im Ausland zurückblieb, konnten heimische Unternehmen ihre preisliche Wettbewerbsfähigkeit spürbar verbessern. Allerdings muß berücksichtigt werden, daß die D-Mark im betrachteten Zeitraum im Trend aufwertete und damit den preislichen Wettbewerbsvorsprung heimischer Anbieter zu einem großen Teil wieder kompensierte. Dieser Zusammenhang mag auch erklären, daß in der Analyse der Langfristbeziehung kein Einfluß des Niveaus des Außenwerts der D-Mark auf das Exportpreisniveau nachgewiesen werden konnte. So beschreibt die ökonomische Theorie nur einen langfristigen Zusammenhang, bei dem das Preisniveau — relativ zu demjenigen des Auslands — den Außenwert der Währung bestimmt, nicht aber einen, bei dem der Außenwert langfristig das Preisniveau determiniert (Jarchow und Rühmann 1994).

Bei der Analyse der kurzfristigen Einflüsse der Veränderungsraten der exogenen Variablen auf die Exportpreise zeigt sich, daß die unverzögerten Auslandspreise mit einem Koeffizienten von knapp 0,5 einen erheblichen Einfluß auf die Exportpreise haben. Bei den um mehrere Quartale verzögerten Auslandspreisen wechselt zwar das Vorzeichen vor den Koeffizienten, doch bleibt der Gesamtein-

fluß positiv. Ein Anstieg der Lohnstückkosten im Inland bewirkt einen unverzögerten Anstieg der Exportpreise. Doch ist der Einfluß der Lohnstückkosten mit einem Koeffizienten von knapp 0,1 eher gering. So werden die Exportpreise bei einem Anstieg der Lohnstückkosten um 1 vH nur um 0,1 vH angehoben. Vermutlich verzichten die heimischen Exporteure auf eine vollständige Überwälzung steigender Lohnkosten in den Exportpreisen, um ihre Wettbewerbsfähigkeit nicht zu gefährden. Kurzfristig führt ein Anstieg der Lohnstückkosten daher zu einer spürbaren Kompression der Gewinnspannen im Exportgeschäft. Veränderungen des Außenwerts der D-Mark haben kurzfristig einen statistisch gesicherten Einfluß auf die deutschen Exportpreise. In den wechselnden Vorzeichen der verzögerten nominalen Außenwerte drücken sich wohl die komplexen Anpassungsprozesse bei der Preisgestaltung im Exportgeschäft infolge einer Wechselkursverschiebung aus. Die kräftigste Wirkung auf die Exportpreise entfalten Änderungen des Außenwerts der D-Mark bereits im gleichen Quartal. Der Koeffizient des unverzögerten nominalen Außenwerts weist das erwartete negative Vorzeichen auf. Doch ist der Einfluß des unverzögerten Außenwerts auf die Exportpreise mit einem Koeffizienten von knapp $-0,1$ nicht sonderlich groß. Einer Aufwertung der D-Mark um 1 vH begegnen die heimischen Exporteure mit einer Reduktion der in D-Mark gerechneten Exportpreise um nur 0,1 vH.

Ein Grund für die geringe Änderung der Exportpreise bei Währungsverschiebungen mag darin liegen, daß die Preiselastizität der ausländischen Nachfrage nach deutschen Produkten eher niedrig ist. Der von der Nachfrageentwicklung ausgehende Druck für die deutschen Anbieter, bei einer Aufwertung der D-Mark die Preise zu senken bzw. bei einer Abwertung die Preise zu erhöhen, ist somit recht gering. Ursächlich hierfür kann zum einen sein, daß sich die ausländischen Abnehmer durch Kurssicherungsgeschäfte kurzfristig gegen Währungsschwankungen geschützt haben. Zum anderen ist denkbar, daß der Preis nicht das dominierende Argument beim Kauf deutscher Exportprodukte ist. Es stehen dann wohl andere Merkmale deutscher Produkte wie z.B. deren hohe Qualität, ausgereifte Verarbeitung sowie rasche Lieferung und umfangreiche Serviceleistungen im Mittelpunkt der Kaufentscheidung ausländischer Abnehmer (vgl. dazu auch DIHT 1996). Ein anderer Grund für die niedrige Wechselkurselastizität der deutschen Exportpreise mag darin bestehen, daß heimische Anbieter trotz preisempfindlicher Nachfrage des Auslands bei Aufwertungen der D-Mark keinen Spielraum für

Preiskonzessionen sehen und daher einen Rückgang ihrer Absatzmengen und Marktanteile im Ausland hinnehmen. Insgesamt zeigt sich, daß deutsche Unternehmen trotz Veränderungen des Außenwerts der D-Mark an einer weitestgehend stabilen Preisgestaltung ihrer Produkte auf DM-Basis beim Export festhalten (vgl. dazu auch Clostermann 1996).

Spürbar beeinflußt werden die Exportpreise darüber hinaus auch von der verzögerten endogenen Variablen, also den Preisveränderungen in der Vergangenheit. Die Veränderungen der Rohstoffpreise, die in der Ausgangsgleichung des Fehlerkorrekturmodells als exogene Variablen enthalten waren, erwiesen sich im Rahmen der stufenweisen Reduzierungsschritte des Fehlerkorrekturmodells als insignifikant und damit bedeutungslos für die Erklärung der Exportpreise. Offenbar ist die direkte Rohstoffabhängigkeit der deutschen Exportwirtschaft über den betrachteten Zeitraum hinweg recht gering bzw. die Substitutionsmöglichkeiten sind umfangreich, mit der Folge, daß keine signifikante systematische Abhängigkeit der Exportpreise von der Rohstoffpreisentwicklung besteht.

Aus statistischen Gründen erwies es sich als notwendig, Dummyvariablen in die Gleichung aufzunehmen. Die beiden Dummyvariablen D74:1 und D80:2 zeigen, daß von den extremen Ölpreisschwankungen zu den Zeitpunkten der beiden Ölpreiskrisen spürbare Wirkungen auf die Exportpreise ausgingen. Dies steht zu der Beobachtung einer weitestgehenden Unabhängigkeit der deutschen Exportpreise von der Preisentwicklung der Rohstoffe insgesamt im Durchschnitt des Schätzzeitraums nicht im Widerspruch. Zum einen werden in der Rohstoffpreisvariable neben dem Ölpreis auch noch die Preise anderer Rohstoffe erfaßt, die für die deutsche Exportindustrie als Vorprodukte möglicherweise weniger von Bedeutung sind. Zum anderen fielen die Veränderungen der Ölpreise während der Ölpreiskrisen extrem kräftig aus. Selbst wenn der Anteil des Ölpreises an den gesamten Produktionskosten der exportierenden Unternehmen nicht sonderlich hoch ist, so führten die sprunghaften und kräftigen Änderungen des Ölpreises doch zu spürbaren Schwankungen der Produktionskosten und zogen entsprechende Änderungen der Exportpreise nach sich. So kam es im Winterhalbjahr 1973/74 zu einem drastischen Anstieg der Ölpreise, der die deutsche Exportwirtschaft unvorbereitet traf und rasch in den Exportpreisen überwältigt wurde. Auch die zweite Ölpreiskrise führte Ende der siebziger Jahre zu einem sprunghaften Anstieg der Ölpreise, doch mit der folgenden Abschwächung der Nachfrage

brach diese Hausse im Frühjahr 1980 zusammen, und die Preise für Rohöl gaben deutlich nach. Dies wurde von den deutschen Exporteuren für spürbare Preisnachteile im Exportgeschäft genutzt.

Insgesamt zeigen die Schätzungen, daß das deutsche Exportpreisniveau langfristig nur von dem Preisniveau auf den Absatzmärkten bestimmt wird. Auch kurzfristig haben die Auslandspreise einen dominierenden Einfluß auf die deutschen Exportpreise.⁷ Dabei werden die Preise deutscher Exportprodukte jedoch sowohl in der kurzen als auch in der langen Frist nur etwa halb so kräftig erhöht wie die Preise im Ausland, so daß sich die preisliche Wettbewerbsfähigkeit deutscher Anbieter im Zeitverlauf spürbar verbessert hat. Änderungen der Lohnstückkosten und des Außenwerts der D-Mark haben nur kurzfristige und vergleichsweise geringe Wirkungen auf die in D-Mark gerechneten Exportpreise. Offenbar sind die heimischen Unternehmen in der Lage, Lohnkosten- und Wechselkursänderungen in nur geringem Umfang auf die in D-Mark berechneten Exportpreise durchzuschlagen zu lassen.

Damit von den Ergebnissen der geschätzten Fehlerkorrekturgleichung auf die „wahren“, aber nicht direkt beobachtbaren ökonomischen Zusammenhänge geschlossen werden kann, müssen die der Regressionsanalyse zugrundeliegenden Annahmen erfüllt sein. Ob dies der Fall ist, wird im folgenden überprüft. Die Ergebnisse der durchgeführten Tests sind in Tabelle 2 zusammengestellt.

Der durch die Regression erklärte Teil der Streuung der endogenen Variable ist mit 95 vH hoch. Die Hypothese, daß die Residuen der Schätzgleichung normalverteilt sind (Bera und Jarque 1982), konnte nicht abgelehnt werden. Dies ist insbesondere deshalb wichtig, weil die folgenden Testverfahren normalverteilte Residuen unterstellen. Die LM-Tests (Breusch und Godfrey 1981) zeigen, daß die Residuen weder Autokorrelation erster, noch höherer Ordnung aufweisen. Mit dem White-Test (White 1980) wird untersucht, ob Homoskedastizität vorliegt, ob also die Varianz der Störvariable im Zeitablauf stabil bleibt, so daß der Einfluß

⁷ Ein derartiges an der Preisentwicklung konkurrierender Produkte ausgerichtetes Preissetzungsverhalten (Pricing-to-Market) ist charakteristisch für homogene Produkte mit ausgeprägter Substituierbarkeit (Engel 1993). Doch auch wenn heterogene Güter auf Märkten mit unvollkommener Konkurrenz gehandelt werden, führt oligopolistisches Verhalten der Anbieter zu Pricing-to-Market (Dornbusch 1987). So werden Unternehmen potentielle Gegenreaktionen ihrer Konkurrenten bei der eigenen Preispolitik berücksichtigen und zur Vermeidung von Marktanteilsverlusten ihre Preisforderungen auch an denen der Konkurrenz orientieren.

der Störgröße weder zu- noch abnimmt. Angesichts des Testergebnisses kann die H_0 -Hypothese, daß Homoskedastizität vorliegt, nicht abgelehnt werden.

Tabelle 2 — Statistische Prüfmaße zur Fehlerkorrekturgleichung für die Exportpreise

Prüfmaß	Realisation	Marginale Irrtumswahrscheinlichkeit
Bestimmtheitsmaß	0,95	
Prüfung auf Normalverteilung der Residuen (Jarque-Bera) ^a	0,14	0,93
LM-Test auf Autokorrelation 1. Ordnung ^a	1,67	0,19
LM-Test auf Autokorrelation 4. Ordnung ^a	2,26	0,69
White-Test auf Heteroskedastizität ^a	31,48	0,17

^aDen Testergebnissen liegt die Chi-Quadrat-Verteilung zugrunde.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Mittels rekursiver Kleinst-Quadrate-Schätzungen wird schließlich geprüft, ob die Parameter der Fehlerkorrekturgleichung im Zeitverlauf stabil sind. Zunächst wird in diesem Zusammenhang der CUSUM-Test (Brown, Durbin und Evans 1975) herangezogen. Bei diesem Verfahren werden nach Hinzufügung eines zusätzlichen Beobachtungszeitpunkts jeweils erneut Kleinst-Quadrate-Schätzungen der Fehlerkorrekturgleichung durchgeführt. Die zuletzt ermittelten Parameter werden sodann herangezogen, um die endogene Variable im direkt folgenden Quartal zu prognostizieren. Die Abweichungen der prognostizierten von den historischen Werten der endogenen Größe (Ein-Schritt-Prognosefehler bzw. rekursive Residuen) werden anschließend kumuliert (vgl. Kennedy 1992). Da in der Exportpreisgleichung eine Dummyvariable zuletzt für 1980:2 herangezogen wurde, beginnt die Berechnung der kumulierten Prognosefehler erst ab dem folgenden Quartal. Es zeigt sich, daß die kumulierte Summe der Prognosefehler im gesamten Folgezeitraum innerhalb des 5 vH-Toleranzbereichs liegt (Schaubild 2). Mit den zuletzt jeweils berechneten Parametern kann die endogene Variable des folgenden Quartals also recht gut prognostiziert werden. Dies ist als Indiz für Parameterstabilität zu werten. Dieses Ergebnis wird bestätigt, wenn die kumulierte Summe der quadrierten Prognosefehler berechnet wird (Schaubild 3). Auch

hier werden in der oben beschriebenen Weise die Ein-Schritt-Prognosefehler ermittelt. Damit sich positive und negative Werte bei der Kumulation nicht aufheben, werden die Prognosefehler jeweils quadriert. Die kumulierte Summe der quadrierten Prognosefehler liegt im gesamten relevanten Zeitraum innerhalb des 5 vH-Toleranzbereichs. Dieses Ergebnis stützt die Hypothese der Parameterstabilität. Insgesamt zeigen die Tests, daß die Exportpreisgleichung die an Regressionsgleichungen gestellten Anforderungen erfüllt.

Schaubild 2

CUSUM-Test auf Parameterstabilität

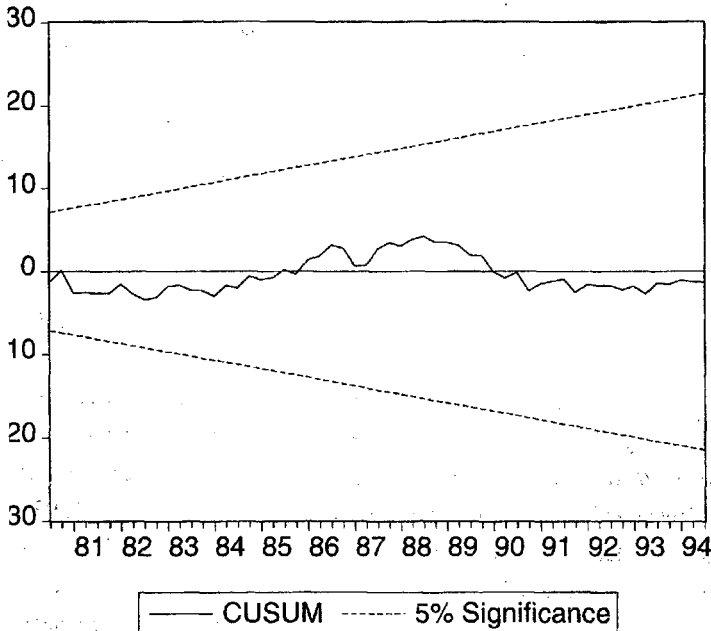
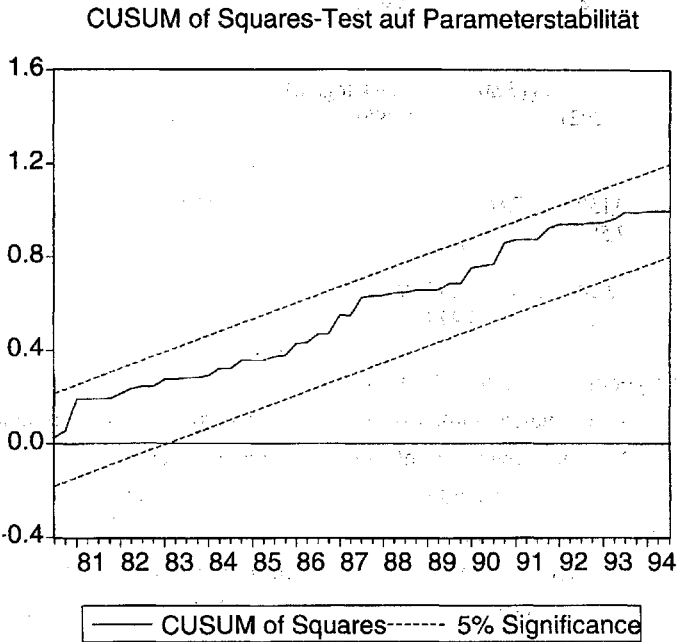


Schaubild 3



2. Die Importpreisgleichung

Für die Importpreise ergibt sich nach Abschluß der Reduzierungsschritte folgende Gleichung. Die Symbole und Abkürzungen sind in Tabelle 1 erklärt. In den Klammern steht der t -Wert der Koeffizienten.

$$\begin{aligned}
 \Delta \log(PIM) = & 0,886 - 0,483 \Delta \log(NAW) + 0,106 \Delta \log(NAW_{t-1}) \\
 & (3,627) \quad (7,998) \qquad \qquad (2,011) \\
 & + 0,116 \Delta \log(NAW_{t-2}) + 0,133 \Delta \log(NAW_{t-3}) + 0,030 \Delta \log(RP) \\
 & (2,242) \qquad \qquad (2,541) \qquad \qquad (2,454) \\
 & - 0,019 \Delta \log(RP_{t-6}) + 1,974 \Delta \log(PAI) + 1,395 \Delta \log(EPI) \\
 & (2,090) \qquad \qquad (8,861) \qquad \qquad (5,861)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& - 0,837 \Delta \log(EPI_{t-1}) - 0,618 \Delta \log(EPI_{t-4}) \\
& \quad (5,804) \quad (4,956) \\
& - \left[\begin{array}{l} 0,178 \log(PIM_{t-1}) + 0,294 \log(NAW_{t-1}) - 0,029 \log(RP_{t-1}) \\ (6,202) \quad (5,295) \quad (4,060) \end{array} \right] \\
& - \left. \begin{array}{l} 0,150 \log(PAI_{t-1}) - 0,125 \log(EPI_{t-1}) \\ (2,583) \quad (1,711) \end{array} \right\} + 0,033 D86:4 \\
& \quad (3,715) \\
& + 0,024 D79:2 - 0,013 D90:2 + v_t \\
& \quad (2,717) \quad (1,479)
\end{aligned}$$

Die Schätzergebnisse zeigen, daß zwischen dem Niveau der Importpreise und den Niveaus des nominalen Außenwerts, der Rohstoffpreise, der gewichteten Güterpreise im Ausland sowie der inländischen Erzeugerpreise eine Kointegrationsbeziehung existiert. Entscheidend hierfür ist, daß der Koeffizient der verzögerten endogenen Niveauvariablen, also der Koeffizient des verzögerten Importpreisniveaus signifikant ist. Vergleicht man den t -Wert dieses Koeffizienten (6,202) mit dem von Banerjee, Dolado und Mestre (1992) ermittelten kritischen Wert (-4,71), so zeigt sich, daß der Koeffizient bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 vH signifikant ist ($|6,202| > |4,71|$). Das heißt, das tatsächlich realisierte Importpreisniveau der Vorperiode und damit seine Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht, also der Fehler der Vorperiode, bewirkt eine signifikante Veränderung der Importpreise. Hierdurch wird eine Rückkehr des Importpreisniveaus zum langfristigen Gleichgewichtsniveau erzeugt (Fehlerkorrektur). Damit sind die Residuen der Kointegrationsbeziehung stationär, und zwischen den betrachteten Niveauvariablen liegt eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung vor.

Zur Ermittlung der Koeffizienten der Kointegrationsbeziehung muß — analog zu dem Vorgehen bei der Gleichung für die Exportpreise — die auf ihre Residuen umgestellte Kointegrationsbeziehung wieder in ihre Ausgangsform überführt werden, in der das Importpreisniveau die zu erklärende Variable ist. Die eckige Klammer enthält die auf ihre Residuen umgestellte Kointegrationsbeziehung. Bei der Transformation der Kointegrationsgleichung in ihre Ausgangsform müssen die exogenen Niveauvariablen auf die rechte Seite der Gleichung gebracht werden, und ihre Koeffizienten sind jeweils durch den Koeffizienten der endogenen

Niveauvariablen, also den Koeffizienten des Importpreisniveaus, zu dividieren. Das Ergebnis dieser Divisionen sind die Parameter der Kointegrationsbeziehung, die als langfristige Elastizitäten interpretiert werden können.

Mit einem Wert von $-1,65$ ist dabei die Elastizität des Importpreisniveaus in bezug auf das Niveau des nominalen Außenwerts der D-Mark am höchsten. Zwar weist der Koeffizient das erwartete Vorzeichen auf, doch überrascht, daß er deutlich über 1 liegt. Bei einer Aufwertung (Abwertung) der D-Mark um 1 vH sinkt (steigt) das Importpreisniveau in D-Mark gerechnet langfristig um rund 1,6 vH, also stärker als es durch die Aufwertung (Abwertung) angelegt ist. Eine solch hohe Elastizität war nicht ohne weiteres zu erwarten. Doch ist es durchaus denkbar, daß im Zuge einer langfristigen Wechselkursverschiebung nachhaltige Folgewirkungen auftreten, die zu einem derartigen Ergebnis führen. Eine mögliche Erklärung mag darin bestehen, daß bei einer langfristigen Höherbewertung der D-Mark die Importpreise dauerhaft verringert werden. Damit geraten die inländischen Hersteller von Importsubstituten unter Druck, die Preise für ihre Produkte ebenfalls zu senken, um den Verlust von Marktanteilen zu vermeiden. Erleichtert werden ihnen diese Preissenkungen dadurch, daß sich im Zuge der Aufwertung der D-Mark die Kosten für importierte Vorprodukte verringert haben. Die Preissenkung für heimische Importsubstitute wiederum mag die ausländischen Anbieter veranlassen, ihre Produktpreise beim Verkauf in Deutschland ebenfalls zu verringern, so daß die Importpreise weiter sinken. Dieser Preissenkungsprozeß kommt erst dann zum Stillstand, wenn ein neues Gleichgewicht erreicht ist. Das in D-Mark gerechnete Importpreisniveau kann dann schließlich kräftiger sinken, als es durch das Ausmaß der Aufwertung angelegt ist.

Wertet die D-Mark hingegen langfristig ab, so verteuern sich Importprodukte in D-Mark gerechnet. Um der Verteuerung ihrer Produkte entgegenzuwirken, dürfen die ausländischen Anbieter kurzfristig vielfach Preiszugeständnisse machen. Anbieter mit hohen Kosten müssen dabei Verluste hinnehmen und ziehen sich aus dem deutschen Markt zurück. Damit kann eine Situation eintreten, in der langfristig nur noch diejenigen ausländischen Unternehmen Produkte in Deutschland anbieten, die über niedrige Produktionskosten und eine starke Marktposition, gestützt beispielsweise auf hohe Produktqualität, verfügen. Nun ist es denkbar, daß diese Unternehmen ihre Produktpreise langfristig aber wieder anheben. Dabei mag die Preisanhebung überaus kräftig sein — denn es sollen auch die Preiskon-

zessionen kompensiert werden, die die Unternehmen infolge des durch die Abwertung der D-Mark zunächst verschärften Wettbewerbs haben hinnehmen müssen. À la longue ist damit ein Anstieg des heimischen Importpreisniveaus möglich, der über das Ausmaß der Abwertung hinausgeht.

Ein langfristiger Einfluß auf das Importpreisniveau geht auch vom Niveau der Rohstoffpreise aus. Doch ist dieser Einfluß mit einer Elastizität von 0,16 recht gering. Ein Anstieg des Rohstoffpreisniveaus um 1 vH bewirkt einen Anstieg des Importpreisniveaus um nur 0,16 vH. Der geringe Einfluß der Rohstoffpreise auf die westdeutschen Importpreise kann zum einen darauf zurückgeführt werden, daß Rohstoffe nur einen recht niedrigen Anteil an den heimischen Gesamtimporten haben. So waren im Jahr 1990 nur rund 13 vH aller westdeutschen Warenimporte Rohstoffe. Darüber hinaus ist zu bedenken, daß in dem verwendeten Rohstoffpreisindex die Rohstoffe mit ihren jeweiligen Welthandelsanteilen gewichtet sind, die möglicherweise nicht den Anteilen der Rohstoffe am westdeutschen Warenimport entsprechen.

Im Gegensatz zu den Preisen für Rohstoffe haben die Preise handelbarer Produkte im Ausland, die nicht Rohstoffe sind, mit einem Koeffizienten von 0,8 langfristig einen beträchtlichen Einfluß auf das heimische Importpreisniveau. Ein Anstieg der Auslandspreise um 1 vH läßt die heimischen Importpreise um 0,8 vH steigen. Preissteigerungen im Ausland übertragen sich somit in erheblichem Umfang auf die heimischen Einfuhrpreise. Die Tatsache, daß die Elastizität kleiner ist als 1, deutet allerdings darauf hin, daß der Wettbewerb auf dem deutschen Markt den ausländischen Anbietern eine vollständige Überwälzung der inländischen Kosten- und Preissteigerungen in den Preisen ihrer Ausfuhrüter nicht erlaubt.

Auch das Niveau der inländischen Erzeugerpreise, welches das Preisniveau von Importsubstituten widerspiegelt, hat langfristig einen spürbaren Einfluß auf das Importpreisniveau. Die Elastizität von 0,7 zeigt, daß der von steigenden Inlandspreisen ausgehende Preiserhöhungsspielraum von den ausländischen Anbietern langfristig nur zu etwa 70 vH ausgeschöpft wird. Offenbar sind die ausländischen Unternehmen bemüht, durch zurückhaltende Preisanhebungen ihre preisliche Wettbewerbsfähigkeit zu verbessern und ihre Marktanteile in der Bundesrepublik auszuweiten.

Die Analyse der kurzfristigen Zusammenhänge zwischen den Veränderungsraten der Variablen zeigt, daß die Entwicklung der Preise handelbarer Produkte im

Ausland mit einer Elastizität von nahezu 2 die größte Wirkung auf die Importpreise besitzt. So neigen ausländische Unternehmen kurzfristig dazu, bei steigenden Kosten und Preisen im Heimatland die Preise für ihre Exportgüter überproportional anzuheben. Die im Vergleich zur kurzfristigen Elastizität deutlich niedrigere Langfristelastizität der deutschen Importpreise in bezug auf die Auslandspreise von nur 0,84 deutet jedoch darauf hin, daß die kurzfristig kräftige Wirkung der Auslandspreise auf die Importpreise als Überschießen zu interpretieren ist. Die merkliche kurzfristige Verteuerung importierter Produkte dürfte zu einem für die ausländischen Anbieter spürbaren Rückgang der deutschen Nachfrage führen und sie dazu veranlassen, ihre Preisforderungen wieder zurückzuschrauben, so daß langfristig die Preise für ihre exportierten Güter sogar etwas geringer steigen als die Preise in ihrem Heimatland.

Ein ähnliches temporäres Überschießen wird deutlich, wenn man die kurzfristige Elastizität der Importpreise in bezug auf die Veränderung der inländischen Erzeugerpreise von knapp 1,4 mit der entsprechenden langfristigen Elastizität von 0,7 vergleicht. Ein Anstieg der Preise inländischer Imports Substitute um 1 vH führt kurzfristig zu einer Erhöhung der Importpreise um 1,4 vH, während diese Erhöhung langfristig mit 0,7 vH nur halb so hoch ist. Der Versuch ausländischer Anbieter, kurzfristig den Preisaufrtrieb in Deutschland für überproportionale Preis- und damit Gewinnsteigerungen zu nutzen, geht mit einem Verlust an Wettbewerbsfähigkeit einher. Wollen sie ihre Marktanteile halten, so müssen ausländische Unternehmen in der langen Frist Preiserhöhungen für ihre nach Deutschland exportierten Produkte, die über den Preisanstieg der deutschen Konkurrenzprodukte hinausgehen, vermeiden. Die infolge der zunächst überzogenen Preisanhebung notwendigen Korrekturen der Importpreise nach unten kommen in den negativen Koeffizienten der verzögerten inländischen Erzeugerpreisvariablen zum Ausdruck.

Änderungen der Rohstoffpreise haben auch kurzfristig mit einer Elastizität von 0,03 einen nur schwachen Einfluß auf die Importpreise. Dies dürfte auf die gleichen Gründe zurückzuführen sein wie der geringe Einfluß des Rohstoffpreinsniveaus auf das Importpreinsniveau in der langen Frist.

Verschiebungen der Währungsrelationen haben in der kurzen Frist einen deutlich geringeren Einfluß auf die in D-Mark berechneten Importpreise als in der langfristigen Betrachtung. Dies liegt wohl daran, daß zunächst die kurzfristigen

Preisgegenreaktionen der ausländischen Anbieter dominieren, während die erst längerfristig auftretenden strukturellen Folgewirkungen (vgl. S. 30 f.) noch keine Rolle spielen. Der Koeffizient des unverzögerten nominalen Außenwerts der D-Mark von rund $-0,5$ weist das erwartete Vorzeichen auf. Die Tatsache, daß er absolut kleiner als 1 ist, zeigt, daß partiell kompensierende Preisreaktionen der ausländischen Anbieter auftreten. Wertet die D-Mark um 1 vH auf (ab), so sinken (steigen) die Importpreise nur um 0,5 vH. Dies impliziert eine Wechselkurselastizität der in ausländischer Währung gemessenen Angebotspreise von ebenfalls 0,5 vH. Eine Abwertung der D-Mark um 1 vH würde die in D-Mark gemessenen Importpreise für sich genommen um 1 vH erhöhen. Dem damit drohenden Verlust ihrer preislichen Wettbewerbsfähigkeit wirken die ausländischen Anbieter durch eine Reduktion ihrer in Auslandswährung gerechneten Angebotspreise um 0,5 vH entgegen. Insgesamt verteuern sich die deutschen Importe also nur um 0,5 vH. Bei einer durch eine Aufwertung der D-Mark um 1 vH induzierten Verringerung der Importpreise um ebenfalls 1 vH kommt es zu unverzögerten Preisanhebungen für die in Auslandswährung gerechneten Einfuhrprodukte um 0,5 vH. Per saldo sinken die in D-Mark gerechneten Einfuhrpreise dann nur um 0,5 vH. Die Preisreaktionen seitens der ausländischen Anbieter setzen sich in den folgenden Quartalen fort. Dies spiegelt sich in den positiven Koeffizienten der verzögerten Außenwertvariablen wider. Auf eine Aufwertung (Abwertung) der D-Mark reagieren die ausländischen Anbieter in den folgenden Quartalen mit schrittweisen Anhebungen (Absenkungen) ihrer in Auslandswährung gerechneten Angebotspreise, so daß sich die in D-Mark gemessenen Importpreise in entsprechendem Umfang erhöhen (ermäßigen). Die spürbare Wechselkurselastizität der in Auslandswährung gerechneten Angebotspreise für Importgüter deutet darauf hin, daß die heimische Nachfrage recht bedeutend für die Gesamtnachfrage nach den ausländischen Produkten ist und somit die Preisgestaltung ausländischer Anbieter maßgeblich beeinflusst. Dabei gibt die Tatsache, daß die heimische Importnachfrage wechselkurs- und preiselastisch reagiert, Anlaß zu der Vermutung, daß es sich bei den eingeführten Gütern zu einem großen Teil um standardisierte Produkte handelt, bei denen der Preis das kaufentscheidende Merkmal ist.

Auch in der Schätzgleichung für die Importpreise werden aus statistischen Gründen drei Dummyvariablen verwendet. Die Dummyvariablen D79:2 und D90:2 spiegeln die kräftigen Ausschläge bei den Rohölpreisen, die zu entspre-

chend deutlichen Änderungen der Einfuhrpreise führten, wider. Offensichtlich werden diese Ölpreisschwankungen im verwendeten Index der Rohstoffpreise nicht vollständig erfaßt. Ein Grund hierfür ist wohl, daß der Ölpreis im Rohstoffpreisindex ein geringeres Gewicht besitzt als im Index der heimischen Importpreise.

Insgesamt zeigen die Schätzungen, daß langfristig das Niveau des Außenwerts der D-Mark einen kräftigen Einfluß auf das in D-Mark gemessene Importpreinsniveau hat. Daß der Koeffizient absolut größer ist als 1, deutet darauf hin, daß neben den direkten Wechselkurseffekten nachhaltige Folgewirkungen auftreten (s.S. 30 f.). Darüber hinaus wird das Einfuhrpreinsniveau langfristig auch von der Preisniveauentwicklung im Ausland und derjenigen inländischer Konkurrenzprodukte bestimmt. Dagegen hat das Rohstoffpreinsniveau eine nur untergeordnete Bedeutung für das deutsche Importpreinsniveau. In der kurzen Frist haben Änderungen der Auslandspreise sowie der Preise inländischer Imports Substitute eine dominierende Bedeutung für die Entwicklung der Importpreise. Die vergleichsweise geringeren Einflüsse dieser Variablen auf die Einfuhrpreise in der langen Frist legen jedoch die Vermutung nahe, daß es sich hier um ein kurzfristiges Überschießen der Importpreise handelt, das langfristig wieder korrigiert wird. Wechselkursverschiebungen haben in der kurzen Frist einen deutlich geringeren Einfluß auf die in D-Mark gemessenen Einfuhrpreise als in der langen Frist. Hier wirken sich kompensierende Preisreaktionen der ausländischen Anbieter kurzfristig spürbar aus. Hinzu kommt wohl, daß die Effekte von Wechselkursänderungen auf die Einfuhrpreise kurzfristig durch kurssichernde Maßnahmen, die von den importierenden Unternehmen zum Schutz gegen Wechselkursschwankungen teilweise abgeschlossen wurden, gedämpft werden. Die langfristig eher untergeordnete Bedeutung der Rohstoffpreise für die Importpreise wird durch die kurzfristige Analyse bestätigt.

Auch für die Importpreisgleichung gilt, daß eine ökonomische Interpretation ihrer Ergebnisse nur dann zulässig ist, wenn die Gleichung die der Regressionsanalyse zugrundeliegenden Annahmen erfüllt. Die in diesem Zusammenhang durchgeführten Tests und ihre Resultate finden sich in Tabelle 3.

Das Bestimmtheitsmaß ist — insbesondere im Hinblick auf die Tatsache, daß das Fehlerkorrekturmodell in Zuwachsraten spezifiziert ist — mit 94 vH recht hoch. Der Jarque-Bera-Test zeigt, daß von normalverteilten Residuen auszugehen

ist. Auch ließ sich keine Evidenz für Autokorrelation der Residuen feststellen. Die LM-Tests auf Autokorrelation erster und vierter Ordnung zeigen, daß die Residuen „weißes Rauschen“ darstellen. Aus dem Ergebnis des White-Tests ergibt sich, daß die Störvariable homoskedastisch ist, ihre Varianz und somit ihr Einfluß in der Zeit also stabil bleibt.

Tabelle 3 — Statistische Prüfmaße zur Fehlerkorrekturgleichung für die Importpreise

Prüfmaß	Realisation	Marginale Irrtumswahrscheinlichkeit
Bestimmtheitsmaß	0,94	
Prüfung auf Normalverteilung der Residuen (Jarque-Bera) ^a	0,42	0,81
LM-Test auf Autokorrelation 1. Ordnung ^a	1,75	0,18
LM-Test auf Autokorrelation 4. Ordnung ^a	6,78	0,15
White-Test auf Heteroskedastizität ^a	28,58	0,69

^aDen Testergebnissen liegt die Chi-Quadrat-Verteilung zugrunde.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Wie bei der Exportpreisgleichung wird auch bei der Importpreisgleichung die Hypothese in der Zeit stabiler Parameter durch rekursive Kleinst-Quadrate-Schätzungen geprüft. Der CUSUM-Test, bei dem von Quartal zu Quartal erneut Kleinst-Quadrate-Schätzungen vorgenommen werden, um mit den zuletzt ermittelten Parametern jeweils die endogene Größe des folgenden Quartals zu prognostizieren, zeigt, daß die kumulierten Abweichungen der prognostizierten von den tatsächlichen Werten im relevanten Zeitraum innerhalb des 5 vH-Toleranzbereichs liegen (Schaubild 4). Da in der Importpreisgleichung zuletzt für das Quartal 1990:2 eine Dummyvariable eingesetzt wurde, beginnt die Berechnung der Ein-Schritt-Prognosefehler erst ab dem folgenden Quartal. Zusätzlich wird auch hier die kumulierte Summe der quadrierten Prognosefehler berechnet. Auf diese Weise wird vermieden, daß sich positive und negative Vorzeichen der Prognosefehler bei der Kumulation aufheben. Auch die kumulierte Summe der quadrierten Prognosefehler liegt im relevanten Zeitraum innerhalb des 5 vH-Toleranzbereichs (Schaubild 5). Insgesamt wird mit den ermittelten Parametern die

Schaubild 4

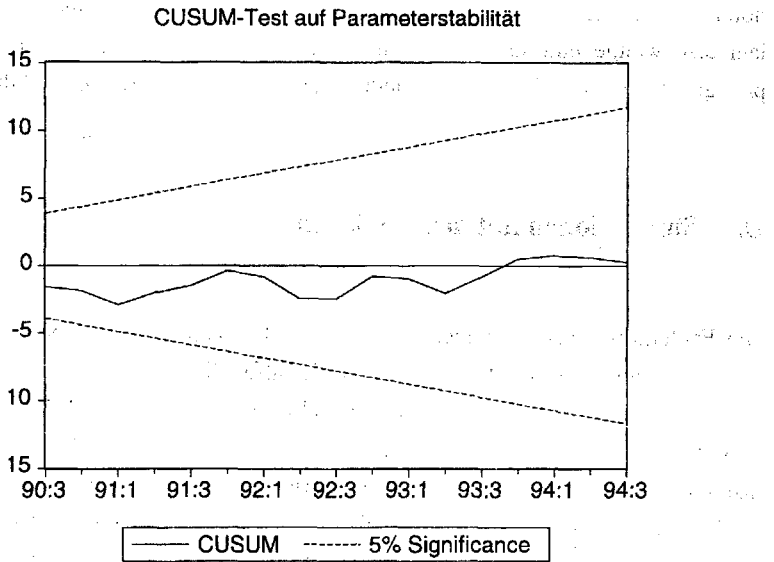
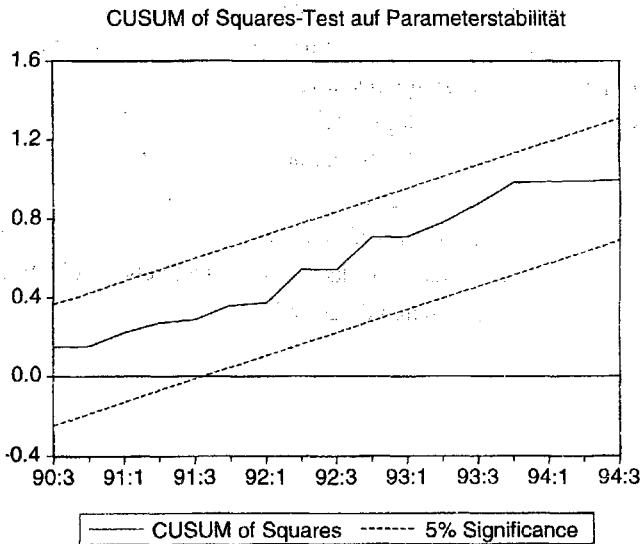


Schaubild 5



endogene Variable des folgenden Quartals also recht gut prognostiziert. Die ökonomischen Zusammenhänge und die sie messenden Parameter bleiben im Zeitverlauf also weitgehend stabil. Die durchgeführten Tests zeigen, daß die Importpreisgleichung die an Regressionsmodelle gestellten Anforderungen erfüllt.

D. Simulationen mit den Modellen

Die Fehlerkorrekturgleichungen, die sich für die Export- und Importpreise aus den Reduktionsschritten ergeben, sollen die tatsächlichen Zusammenhänge zwischen den exogenen Variablen und der endogenen Größe möglichst genau wiedergeben. Das heißt, die Gleichungen sollen in der Lage sein, die tatsächliche historische Entwicklung der endogenen Variable möglichst genau nachzuahmen. In diesem Zusammenhang werden die Gleichungen zu Simulationsrechnungen herangezogen. Dabei wird zunächst im Rahmen einer dynamischen historischen Simulation untersucht, wie genau die tatsächliche Entwicklung der endogenen Variable innerhalb des Schätzzeitraums mit der jeweiligen Schätzgleichung nachvollzogen (simuliert) werden kann. Die dynamische Ex-post-Prognose überprüft sodann, ob mit den Modellen der Verlauf der endogenen Variable in der Vergangenheit außerhalb des Schätzzeitraums prognostiziert werden kann. Anschließend wird analysiert, ob die Gleichungen bei schockartigen Änderungen exogener Variablen die Wirkungen dieser Schocks auf die endogene Größe ökonomisch plausibel modellieren. In diesem Zusammenhang werden sowohl die Reaktionen auf einmalige, als auch diejenigen auf dauerhafte Änderungen exogener Größen untersucht. Anhand dauerhafter Schocks werden abschließend die Verläufe der Export- und Importpreiselastizitäten dargestellt.

I. Simulationen der Exportpreise

Zunächst wird geprüft, wie gut die Fehlerkorrekturgleichung für die Exportpreise den tatsächlichen Verlauf der endogenen Variable im Schätzzeitraum, also von 1971:4 bis 1994:3, nachahmt. Dazu werden die historischen Werte für die exogenen Variablen in die Gleichung eingesetzt. Für die verzögerte endogene Variable werden die mit der Gleichung ermittelten Werte herangezogen. Vergleicht man die mit der Gleichung berechneten Exportpreise mit den historischen, tatsächlichen Exportpreisen (Schaubild 6), so zeigt sich, daß der Verlauf der tatsächlichen Exportpreise durch die simulierte Zeitreihe recht gut nachgeahmt wird. Über den gesamten Simulationszeitraum betrachtet, weichen die berechneten Werte im Durchschnitt um 0,06 vH von den tatsächlichen Werten ab (Root-mean-square-error in vH).

Das Modell soll neben der Nachahmung der Realität innerhalb des Schätzzeitraums auch in der Lage sein, den Verlauf der endogenen Variable in der Vergangenheit außerhalb des Schätzzeitraums nachzuahmen. Im Rahmen einer dynamischen Ex-post-Prognose wird die Gleichung zu diesem Zweck in unveränderter Spezifikation für den verkürzten Zeitraum von 1971:4 bis 1990:4 geschätzt. Anschließend werden mit dieser Gleichung die Exportpreise für den Zeitraum von 1991:1 bis 1994:3, also für die Vergangenheit außerhalb des Schätzzeitraums, berechnet. Dazu werden die historischen Werte der exogenen Größen aus diesem Zeitraum in die Gleichung eingesetzt. Für die verzögerte endogene Variable werden auch hier die mit der Gleichung berechneten Werte verwendet. Stellt man die mit dem Modell für die Vergangenheit berechneten, also ex-post prognostizierten, Werte den tatsächlich realisierten Werten des Zeitraums 1991:1 bis 1994:3 gegenüber (Schaubild 7), so zeigt sich, daß die simulierten Exportpreise zwar zumeist etwas unter den historischen Exportpreisen liegen, doch wird das Verlaufsprofil der Exportpreise recht gut nachgezeichnet. Die Abweichung der ex-post prognostizierten Werte von den tatsächlich realisierten Werten beträgt für den Prognosezeitraum durchschnittlich etwa 0,03 vH (Root-mean-square-error in vH). Insgesamt kann damit von guten Prognoseeigenschaften des Modells ausgegangen werden.

Schaubild 6

Dynamische historische Simulation der Exportpreise mit dem Fehlerkorrekturmodell

1985=100

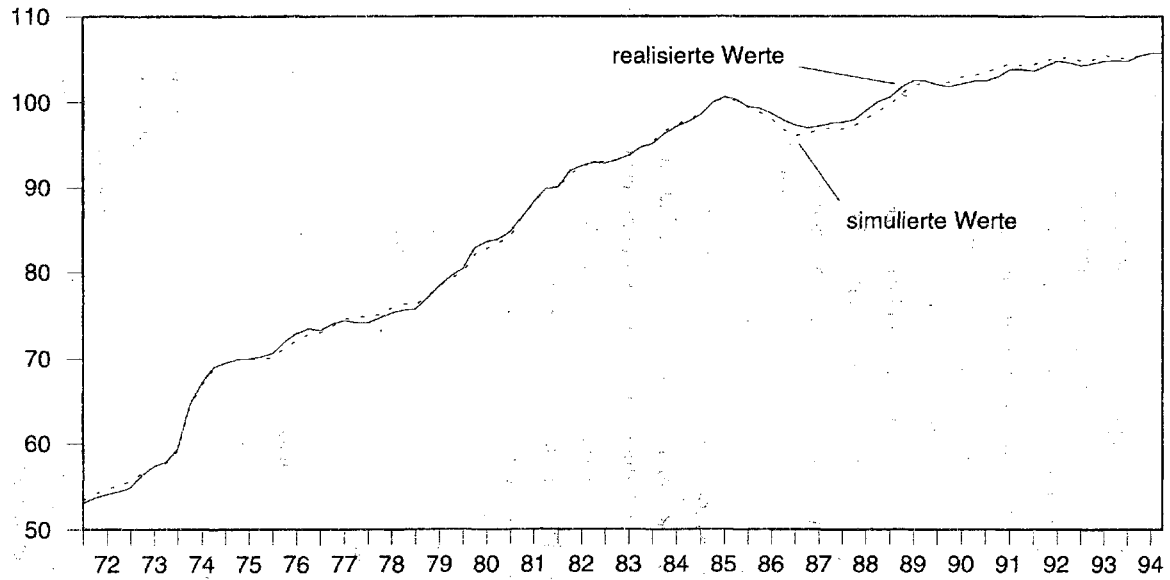


Schaubild 7

Dynamische Ex-post-Prognose der Exportpreise von 1991 bis 1994

1985=100

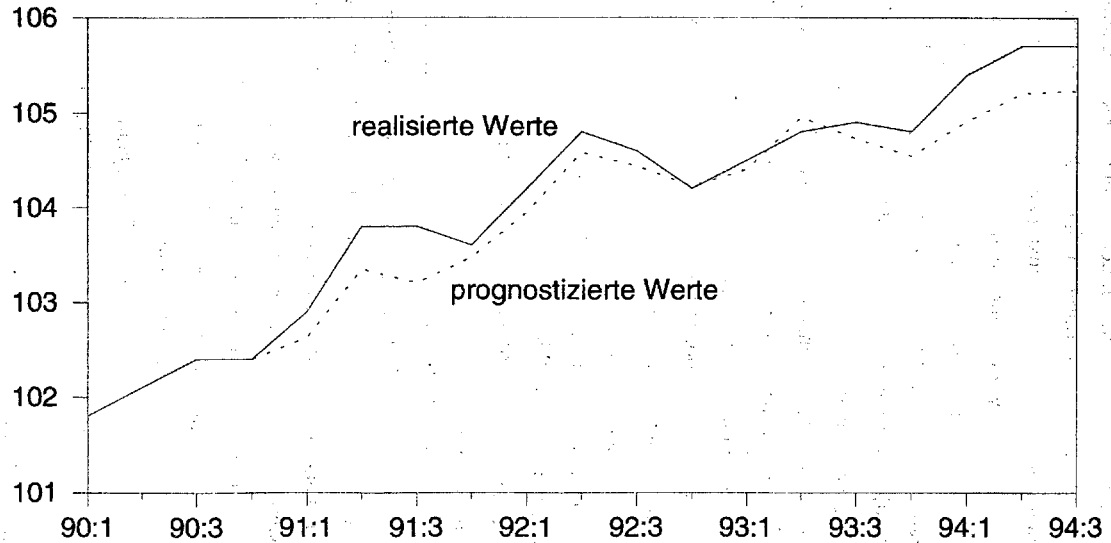
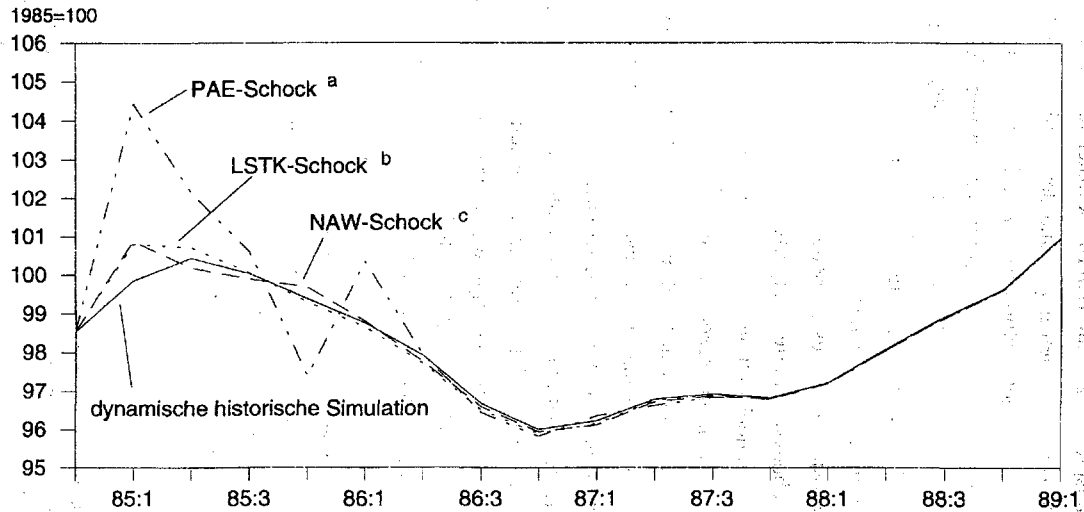


Schaubild 8 zeigt die Reaktion der mit der Gleichung simulierten Exportpreise, wenn sich eine exogene Variable in einem Quartal einmalig verändert. So wurden die Auslandspreise sowie die Lohnstückkosten in 1985:1 um jeweils 10 vH über ihren historischen Werten angesetzt. Zudem wurde unterstellt, der nominale Außenwert der D-Mark sei in diesem Quartal um 10 vH unter seinen historischen Wert gesunken. Die Schocksimulationen belegen, daß die Wirkungen, die von einem Anstieg der ausländischen Konkurrenzpreise auf die heimischen Exportpreise ausgehen, deutlich kräftiger sind als diejenigen, die sich aus einer ebenso großen Änderung der Lohnstückkosten bzw. des nominalen Außenwerts der D-Mark ergeben. So führt ein Anstieg der Auslandspreise zu einer unverzögerten, spürbaren Anhebung der heimischen Exportpreise. Auch in den folgenden zwei Quartalen liegen die Exportpreise noch über der Basislösung, bevor es dann im dritten Quartal nach dem Schock zu einer spürbaren Gegenreaktion kommt und die schocksimulierten Exportpreise die Basislösung unterschreiten. Im folgenden Quartal überschreiten die Exportpreise die Basislösung wieder, und erst nach knapp drei Jahren laufen die Wirkungen des Schocks aus. Demgegenüber sind die Einflüsse, die von Änderungen der Lohnstückkosten bzw. des Außenwerts der D-Mark um ebenfalls jeweils 10 vH auf die Exportpreise ausgehen, quantitativ weniger bedeutsam. Die moderate unverzögerte Abweichung der schocksimulierten Exportpreise von der Basislösung zeigt, daß ein Anstieg der Lohnstückkosten nur in geringem Umfang in den Exportpreisen überwälzt wird. Bereits nach drei Quartalen nähern sich die schocksimulierten Exportpreise wieder deutlich der Basislösung an, bevor auch hier die Schockwirkungen nach etwa drei Jahren vollständig auslaufen. Eine Abwertung der D-Mark um 10 vH schlägt sich in einer ebenfalls nur geringen unverzögerten Preisanhebung für Exportprodukte nieder. Bereits im folgenden Quartal kommt es zu einer Gegenreaktion, und die Exportpreise sinken unter die Basislösung. Drei Quartale nach dem Abwertungsschock steigen die Exportpreise noch einmal geringfügig über die Basislösung, und nach knapp drei Jahren laufen die Schockwirkungen auch hier aus.

Neben den Auswirkungen einmaliger Veränderungen der exogenen Größen auf die Exportpreise wird auch untersucht, wie die Exportpreise auf dauerhafte Änderungen der exogenen Variablen reagieren. Zu diesem Zweck wird angenommen,

Schaubild 8

Reaktion der Exportpreise bei einer einmaligen Veränderung der exogenen Größen um 10 vH in 1985:1



- a Simulierte Exportpreise bei einer einmaligen Erhöhung der ausländischen Preise um 10 vH
- b Simulierte Exportpreise bei einer einmaligen Erhöhung der Lohnstückkosten um 10 vH
- c Simulierte Exportpreise bei einer einmaligen Verringerung des nominalen Außenwerts der D-Mark um 10 vH

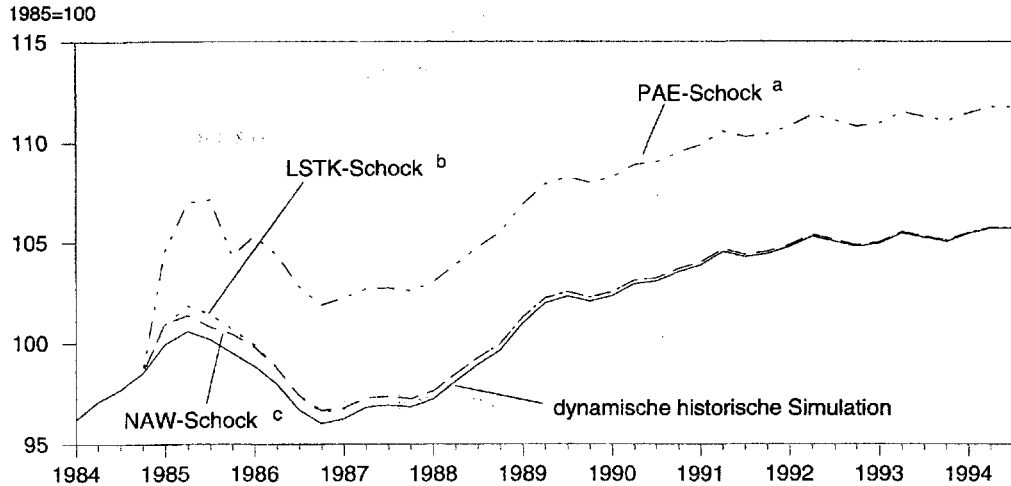
daß die Auslandspreise bzw. die Lohnstückkosten ab 1985:1 dauerhaft um 10 vH über ihren historischen Werten liegen und der nominale Außenwert der D-Mark ab diesem Zeitpunkt seinen historischen Wert dauerhaft um 10 vH unterschreitet. Schaubild 9 zeigt, daß nur ein dauerhafter Anstieg der Auslandspreise eine dauerhafte Erhöhung der Exportpreise nach sich zieht. Das simulierte Exportpreinsniveau liegt bei einer dauerhaften Erhöhung der ausländischen Konkurrenzpreise dauerhaft über der Basislösung. Dagegen bewirken dauerhafte Änderungen der Lohnstückkosten bzw. des Außenwerts der D-Mark nur temporäre Abweichungen der schocksimulierten Exportpreise von der Basislösung. Langfristig kehrt hier das schocksimulierte Exportpreinsniveau wieder zur Basislösung zurück.⁸ Die Simulationsergebnisse eines dauerhaften Schocks der exogenen Variablen spiegeln somit wider, daß es eine Kointegrationsbeziehung, also einen langfristigen Zusammenhang der Niveaus, nur zwischen den Exportpreisen und den Auslandspreisen gibt. Nur ein dauerhafter Anstieg des Auslandspreinsniveaus hat eine langfristige Wirkung auf das heimische Exportpreinsniveau und führt zu dessen dauerhafter Abweichung von der Basislösung.

Diese Ergebnisse werden bestätigt, wenn man den Verlauf der Elastizitäten des Exportpreinsniveaus in bezug auf die Niveaus der exogenen Variablen betrachtet. Berechnet man zu diesem Zweck den Zuwachs der schocksimulierten Exportpreise gegenüber der Basislösung in vH, so erhält man die Elastizitäten der Exportpreise in bezug auf eine Änderung des Niveaus der exogenen Variablen um jeweils 10 vH. Schaubild 10 zeigt, daß die Zuwachsraten der Exportpreise gegenüber der Basislösung kurzfristig recht ausgeprägt auf dauerhafte Schocks bei den Auslandspreisen, den Lohnstückkosten und dem Außenwert reagieren. In der

⁸ Die Schätzgleichung zeigt, daß nur die Veränderungsraten, also die ersten Differenzen der Lohnstückkosten und des Außenwerts, nicht aber deren Niveaus einen Einfluß auf die Exportpreise haben. Bei den hier unterstellten Schocks werden jedoch die Niveaus der exogenen Variablen dauerhaft um 10 vH angehoben. Für die Veränderungsraten der Zeitreihen bedeutet dies, daß sie nur im Quartal der erstmaligen Niveauehebung besonders hoch ausfallen. Im Folgezeitraum normalisieren sie sich wieder. Bei den Lohnstückkosten und dem Außenwert übertragen sich gemäß der Schätzgleichung also nur diese quasi einmaligen Schocks ihrer Veränderungsraten auf die Exportpreise. Da diese schockartigen Erhöhungen der Veränderungsraten ein singuläres Ereignis sind, laufen die Wirkungen dieser Schocks allmählich aus, und die schocksimulierten Exportpreise kehren wieder zur Basislösung zurück.

Schaubild 9

Reaktion der Exportpreise bei einer dauerhaften Veränderung der exogenen Größen um 10 vH ab 1985:1



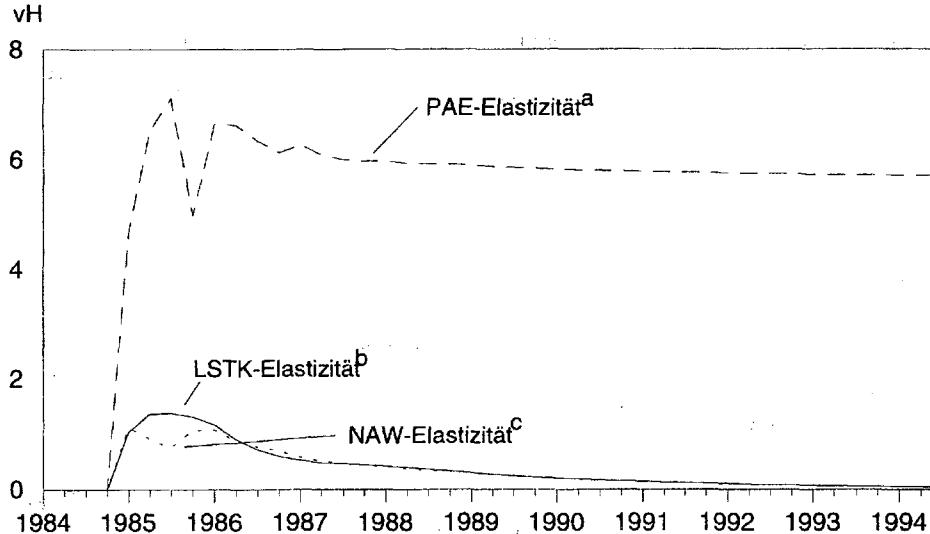
^a Simulierte Exportpreise bei einer dauerhaften Erhöhung der ausländischen Preise um 10 vH

^b Simulierte Exportpreise bei einer dauerhaften Erhöhung der Lohnstückkosten um 10 vH.

^c Simulierte Exportpreise bei einer dauerhaften Verringerung des nominalen Außenwerts der D-Mark um 10 vH

Schaubild 10

Elastizität der Exportpreise in Bezug auf eine dauerhafte Veränderung der exogenen Größen ab 1985:1



^a Veränderung der Exportpreise gegenüber der Basislösung in vH bei einer dauerhaften Erhöhung der ausländischen Preise um 10 vH

^b Veränderung der Exportpreise gegenüber der Basislösung in vH bei einer dauerhaften Erhöhung der Lohnstückkosten um 10 vH

^c Veränderung der Exportpreise gegenüber der Basislösung in vH bei einer dauerhaften Verringerung des nominalen Außenwerts der D-Mark um 10 vH

Folgezeit jedoch nimmt der vH-Zuwachs der Exportpreise gegenüber der Basislösung wieder etwas ab, um langfristig einem Wert von knapp 6 vH bei einem Schock der Auslandspreise bzw. 0 vH bei Schocks der Lohnstückkosten sowie des Außenwerts zuzustreben. Diese Zunahme der Exportpreise gegenüber der Basislösung in vH, die durch eine Zunahme der Auslandspreise und der Lohnstückkosten bzw. durch einen Rückgang des Außenwerts der D-Mark um jeweils 10 vH ausgelöst wurde, gibt die langfristige Elastizität des Exportpreisniveaus in bezug auf das Niveau der genannten exogenen Variablen an. Diese Elastizität entspricht dem jeweiligen Kointegrationsparameter, der in der Langfristbeziehung ermittelt wurde. Für die Auslandspreise liegt er bei knapp 0,6. Da zwischen dem Niveau der Exportpreise und dem der Lohnstückkosten und des Außenwerts keine Kointegrationsbeziehung existiert, konvergieren die berechneten Elastizitäten in diesen beiden Fällen langfristig gegen 0.

Gegen eine Simulation der Exportpreisreaktion auf einen Schock der exogenen Größen um jeweils 10 vH kann eingewendet werden, daß die Annahme eines für alle Variablen gleichen Schocks in der genannten Größenordnung unrealistisch sei, da die Schwankungen der exogenen Variablen in der Vergangenheit ausgeprägte Unterschiede aufwiesen. Um die tatsächlichen Größenordnungen der Schwankungen der exogenen Variablen abzugreifen, wurden für die Auslandspreise, die Lohnstückkosten und den Außenwert der D-Mark jeweils die durchschnittliche absolute Veränderung gegenüber dem Vorquartal in vH im Schätzzeitraum berechnet. Dabei zeigt sich, daß die Auslandspreise im Durchschnitt des Schätzzeitraums um etwa 1,4 vH, die Lohnstückkosten um rund 1,2 vH und der Außenwert um knapp 1,6 vH gegenüber dem Vorquartal schwankten. Der Unterschied in der Volatilität der exogenen Variablen ist also nicht so stark ausgeprägt, daß die Annahme eines Schocks gleicher Größenordnung für diese Variablen unrealistisch wäre.

II. Simulationen der Importpreise

Auch bei den Importpreisen wird zunächst untersucht, ob die Fehlerkorrekturgleichung in der Lage ist, die tatsächliche Entwicklung der endogenen Variable im

Schätzzeitraum von 1971:4 bis 1994:3 möglichst genau nachzuzeichnen. Es werden — analog zu dem Vorgehen bei Simulation der Exportpreise — die historischen Werte der exogenen Größen in die Gleichung eingesetzt und die Importpreise berechnet. Schaubild 11 zeigt, daß der Verlauf der tatsächlich realisierten Importpreise im Schätzzeitraum durch die mit der Gleichung simulierten Werte recht gut nachgeahmt wird. Die simulierten Importpreise weichen im Durchschnitt des Simulationszeitraums nur um 0,1 vH von den historischen Werten ab (Root-mean-square-error in vH).

Im Rahmen einer Ex-post-Prognose wird zudem geprüft, ob das Modell auch die Fähigkeit besitzt, den Verlauf der endogenen Variable in der Vergangenheit außerhalb des Schätzzeitraums nachzuahmen. Zu diesem Zweck wird die Fehlerkorrekturgleichung in unveränderter Spezifikation für den verkürzten Zeitraum von 1971:4 bis 1990:4 geschätzt. Anschließend werden die historischen Werte der exogenen Variablen aus dem Zeitraum 1991:1 bis 1994:3 — es ist dies die Vergangenheit außerhalb des Schätzzeitraums — in die Gleichung eingesetzt. Ein Vergleich der so berechneten (ex-post-prognostizierten) Importpreise mit den tatsächlichen Importpreisen in diesem Zeitraum (Schaubild 12) zeigt, daß die simulierten Einfuhrpreise die tatsächliche Entwicklung in den ersten zwei Quartalen leicht überzeichnen und in den folgenden drei Quartalen etwas unterzeichnen. Nach einem leichten Überschreiten der tatsächlichen Importpreise in den zwei anschließenden Quartalen liegen die berechneten Werte dann für den Rest des Simulationszeitraums unter den historischen Werten. Mit einer durchschnittlichen Abweichung der ex-post-prognostizierten von den tatsächlich realisierten Importpreisen in Höhe von knapp 0,2 vH verfügt die Schätzgleichung über gute Prognoseeigenschaften.

Schaubild 13 zeigt die Reaktion der mit der Gleichung simulierten Importpreise bei einer einmaligen Veränderung der exogenen Variablen. Dabei werden die Erzeugerpreise im Inland, die ausländischen Produzentenpreise und die Rohstoffpreise in 1985:1 um jeweils 10 vH über ihren historischen Werten angesetzt. Der nominale Außenwert der D-Mark wird in diesem Quartal um 10 vH unter seinen historischen Wert abgesenkt. Die Schocksimulationen verdeutlichen, daß eine Änderung der Auslandspreise kurzfristig besonders kräftige Wirkungen auf die Importpreise hat. So führt ein Anstieg der Auslandspreise zu einer unverzögerten

Schaubild 11

Dynamische historische Simulation der Importpreise mit dem Fehlerkorrekturmodell

1985=100

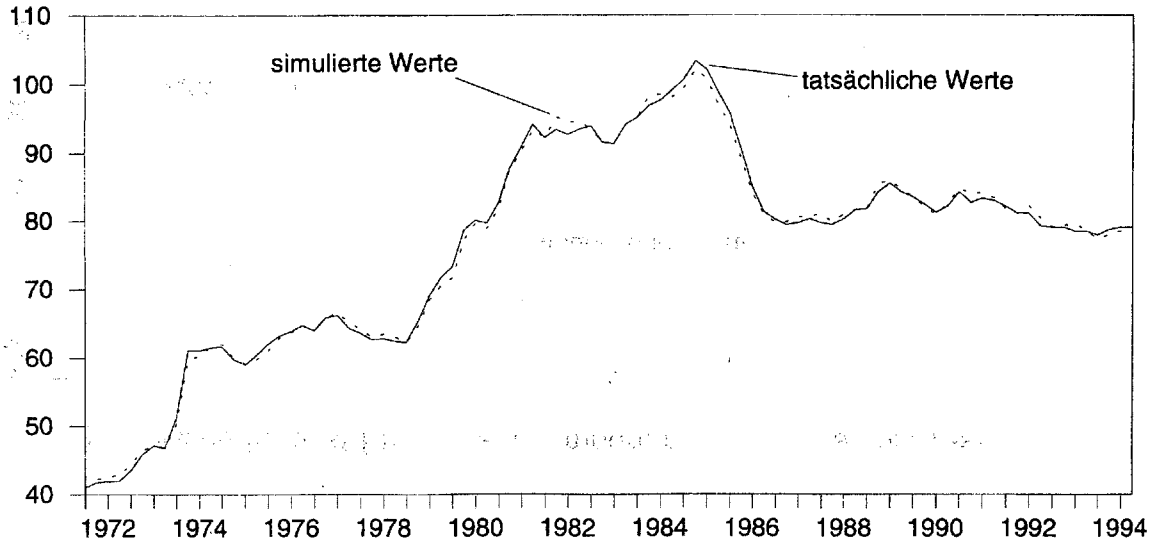


Schaubild 12

Dynamische Ex-post-Prognose der Importpreise von 1991 bis 1994

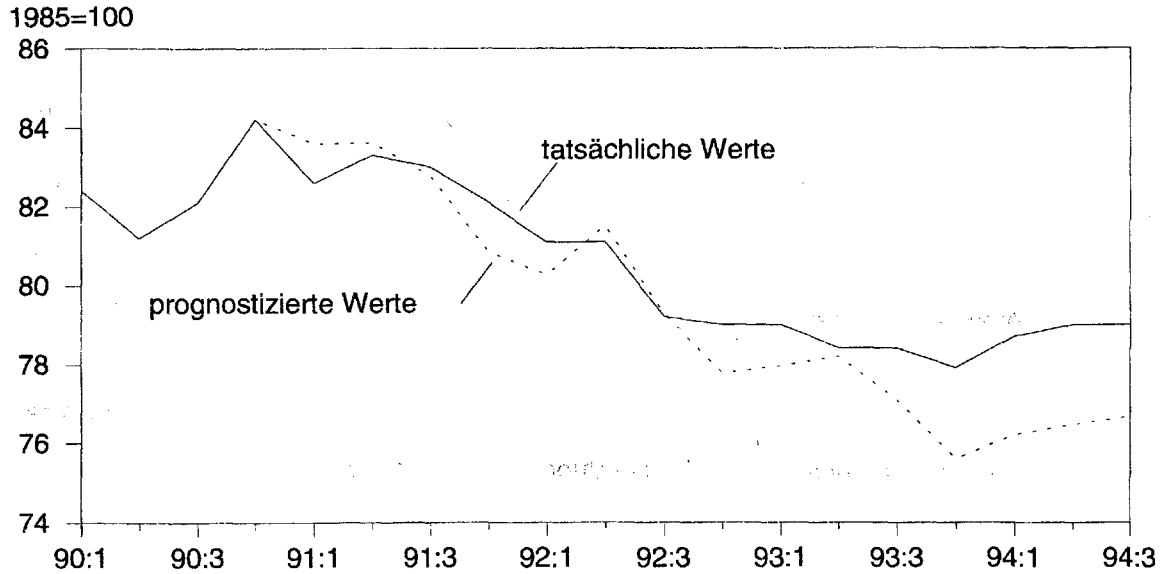
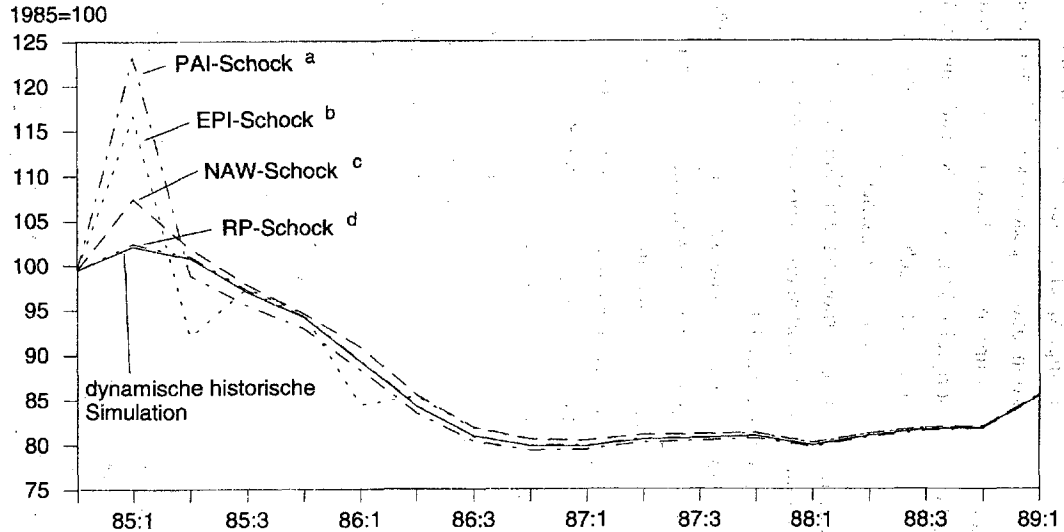


Schaubild 13

Reaktion der Importpreise bei einer einmaligen Veränderung der exogenen Größen um 10 vH in 1985:1



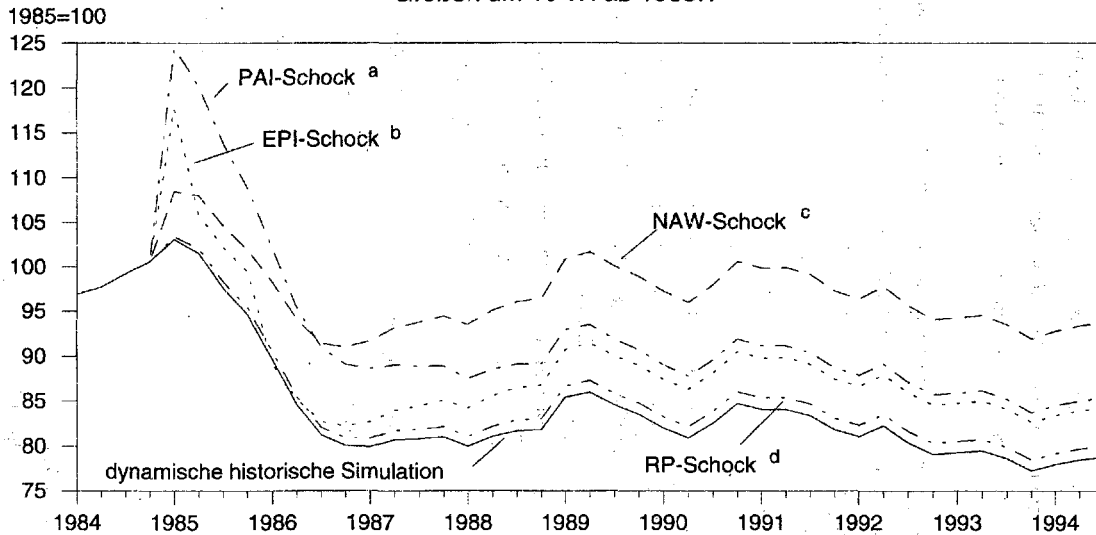
- a Simulierte Importpreise bei einer einmaligen Erhöhung der ausländischen Preise um 10 vH
- b Simulierte Importpreise bei einer einmaligen Erhöhung der inländischen Preise um 10 vH
- c Simulierte Importpreise bei einer einmaligen Verringerung des nominalen Außenwerts der D-Mark um 10 vH
- d Simulierte Importpreise bei einer einmaligen Erhöhung der Rohstoffpreise um 10 vH

und deutlichen Erhöhung der Importpreise. Bereits im folgenden Quartal jedoch kommt es zu einer Gegenreaktion, und die geschockten Einfuhrpreise unterschreiten die Basislösung. Erst nach drei bis vier Jahren laufen die Schockwirkungen aus, und die simulierten Importpreise kehren zur Basislösung zurück. Eine kräftige Wirkung auf die Importpreise geht auch von einer Anhebung der inländischen Erzeugerpreise aus. Steigen die Preise heimischer Imports Substitute, so kommt es zu einer unverzögerten kräftigen Erhöhung der Einfuhrpreise. Die im Zuge der spürbaren Verteuerung von Importgütern merklich zurückgehende Nachfrage erzwingt in den folgenden Quartalen aber offenbar Preiszugeständnisse seitens der ausländischen Anbieter, und die schocksimulierten Importpreise unterschreiten die Basislösung. Auch hier laufen die Wirkungen des Preisschocks erst nach etwa drei bis vier Jahren aus. Eine einmalige Abwertung der D-Mark um 10 vH hat dagegen eine vergleichsweise moderate Wirkung auf die in D-Mark gemessenen Einfuhrpreise. Sie steigen unverzögert über die Basislösung an, werden jedoch in den Folgeperioden durch Preiskonzessionen wieder sukzessive reduziert, um nach ebenfalls drei bis vier Jahren zur Basislösung zurückzukehren. Äußerst geringe Reaktionen zeigen die schocksimulierten Importpreise bei einer einmaligen Erhöhung der Rohstoffpreise. Die Einfuhrpreise steigen im gleichen Quartal nur schwach an, und die Schockwirkungen laufen bereits nach etwa einem Jahr aus.

Zusätzlich zu den Wirkungen einmaliger Änderungen der exogenen Größen auf die Importpreise wird untersucht, wie die Importpreise auf dauerhafte Schocks der exogenen Variablen reagieren. Dazu werden die inländischen Erzeugerpreise, die Auslandspreise sowie die Rohstoffpreise ab 1985:1 dauerhaft um 10 vH über, der Außenwert der D-Mark ab diesem Zeitpunkt dauerhaft um 10 vH unter ihren jeweiligen historischen Werten angesetzt. Schaubild 14 zeigt, daß die dauerhafte Veränderung des Niveaus der exogenen Größen jeweils einen dauerhaften Anstieg des schocksimulierten Importpreisniveaus gegenüber der Basislösung zur Folge hat. Darin spiegelt sich wider, daß zwischen den Niveaus der genannten exogenen Variablen und dem Niveau der Importpreise ein langfristiger Zusammenhang, also eine Kointegrationsbeziehung, besteht. Anhaltend höhere Erzeugerpreise im Inland, höhere Auslandspreise sowie höhere Rohstoffpreise und ein anhaltend niedrigerer Außenwert der D-Mark bewirken anhaltend höhere Import-

Schaubild 14

Reaktion der Importpreise bei einer dauerhaften Veränderung der exogenen Größen um 10 vH ab 1985:1



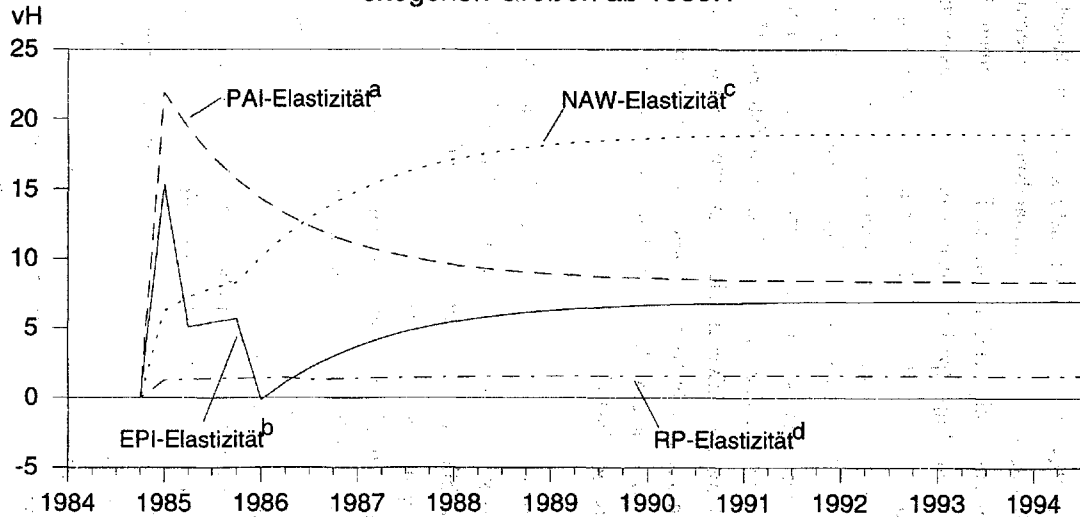
- ^a Simulierte Importpreise bei einer dauerhaften Erhöhung der ausländischen Preise um 10 vH
- ^b Simulierte Importpreise bei einer dauerhaften Erhöhung der inländischen Preise um 10 vH
- ^c Simulierte Importpreise bei einer dauerhaften Verringerung des nominalen Außenwerts der D-Mark um 10 vH
- ^d Simulierte Importpreise bei einer dauerhaften Erhöhung der Rohstoffpreise um 10 vH

preise. Darüber hinaus wird in Schaubild 14 sichtbar, daß sich die kurzfristigen Reaktionen der Importpreise auf dauerhafte Änderungen der exogenen Variablen von denjenigen in der langen Frist unterscheiden. Dies spiegelt den zum Teil erheblichen Unterschied zwischen der Höhe der kurzfristigen Koeffizienten und derjenigen der Koeffizienten in der Langfristbeziehung wider. So ist die Reaktion der Importpreise bei einem Anstieg der Auslandspreise und bei einem Anstieg der inländischen Erzeugerpreise kurzfristig am kräftigsten, was mit den hohen Koeffizienten dieser Variablen in der Kurzfristbeziehung korrespondiert. In der langen Frist fallen die diesbezüglichen Importpreisreaktionen jedoch deutlich moderater aus, und die Abweichungen der schocksimulierten Importpreise von der Basislösung sind geringer als in den Quartalen direkt nach Beginn des Schocks. Entsprechend liegen die langfristigen Kointegrationskoeffizienten der inländischen Erzeugerpreise und der Auslandspreise spürbar unter den Koeffizienten in der Kurzfristbeziehung. Umgekehrtes gilt für die Wirkung eines Wechselkursschocks auf die Importpreise. Kurzfristig steigen die schocksimulierten Importpreise als Folge einer dauerhaften Abwertung der D-Mark um 10 vH nur moderat an, und ihre Abweichung von der Basislösung ist geringer als bei schockartigen Änderungen der inländischen Erzeugerpreise und der Auslandspreise. Dies korrespondiert mit dem vergleichsweise niedrigen Koeffizienten des nominalen Außenwertes in der Kurzfristbeziehung. Dagegen weist der Außenwert der D-Mark in der langfristigen Kointegrationsbeziehung den absolut höchsten Koeffizienten auf. Entsprechend kräftig ist die Wirkung einer dauerhaften Abwertung der D-Mark auf das Importpreisniveau in der langfristigen Betrachtung. Nach Abschluß aller strukturellen Anpassungen, die mit einer dauerhaften Abwertung der D-Mark einhergehen, weicht das schocksimulierte Einfuhrpreisniveau sehr ausgeprägt vom Niveau der Basislösung ab. Die geringste Schockwirkung auf die Importpreise löst sowohl in der kurz- als auch in der langfristigen Betrachtung ein Anstieg der Rohstoffpreise aus.

Berechnet man für die Quartale des Simulationszeitraums den Zuwachs des jeweils dauerhaft schocksimulierten Importpreisniveaus gegenüber der Basislösung in vH, so erhält man die Elastizität des Importpreisniveaus in bezug auf das Niveau der jeweiligen exogenen Variable, welches dauerhaft um 10 vH geändert wurde. Schaubild 15 zeigt die Entwicklung der Importpreiselastizitäten in bezug

Schaubild 15

Elastizität der Importpreise in Bezug auf eine dauerhafte Veränderung der exogenen Größen ab 1985:1



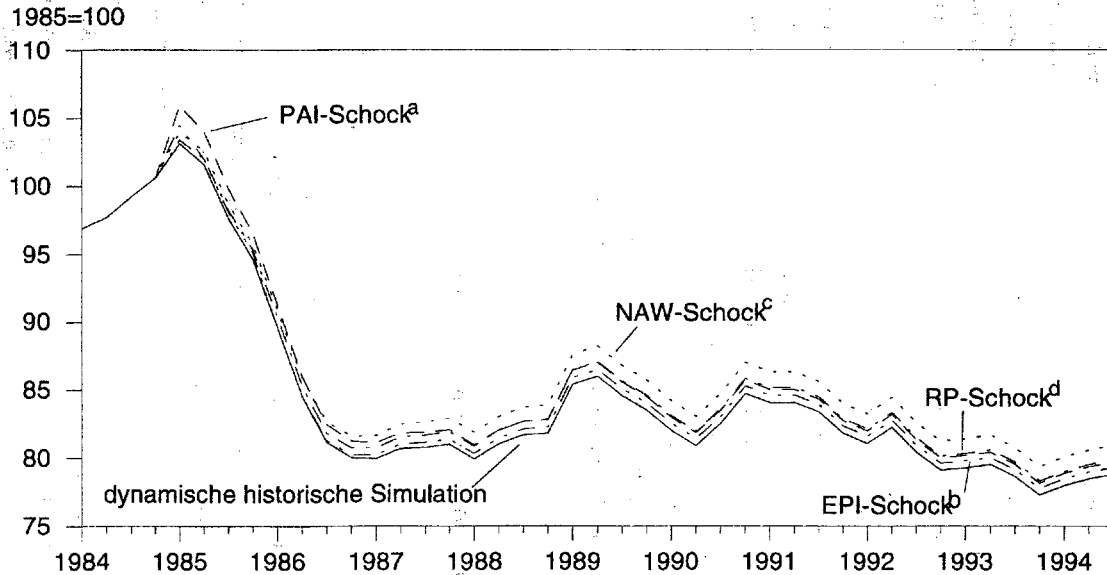
- a Veränderung der Importpreise gegenüber der Basislösung in vH bei einer dauerhaften Erhöhung der ausländischen Preise um 10 vH
- b Veränderung der Importpreise gegenüber der Basislösung in vH bei einer dauerhaften Erhöhung der inländischen Preise um 10 vH
- c Veränderung der Importpreise gegenüber der Basislösung in vH bei einer dauerhaften Verringerung des nominalen Außenwerts der D-Mark um 10 vH
- d Veränderung der Importpreise gegenüber der Basislösung in vH bei einer dauerhaften Erhöhung der Rohstoffpreise um 10 vH

auf die exogenen Größen im Zeitverlauf. Nachdem die vH-Zuwächse der Importpreise gegenüber der Basislösung kurzfristig sehr kräftig auf dauerhafte Schocks der inländischen Erzeugerpreise und der Auslandspreise reagieren, bilden sich diese Zuwachsraten langfristig wieder zurück. Dagegen nehmen die Zuwachsraten der geschockten Importpreise gegenüber der Basislösung bei einer dauerhaften Abwertung der D-Mark im Zeitverlauf zu. Langfristig konvergieren die vH-Zuwächse der Importpreise gegen folgende Werte: bei einem Wechselkurschock gegen 17 vH, bei einem Schock der Auslandspreise gegen rund 8 vH, bei einem Schock der inländischen Erzeugerpreise gegen 7 vH und bei einem Schock der Rohstoffpreise gegen 1,6 vH. Diese langfristigen vH-Zuwächse des schocksimulierten Importpreinsniveaus, die durch eine Änderung des Niveaus der exogenen Variablen um jeweils 10 vH ausgelöst werden, entsprechen den jeweiligen Kointegrationsparametern, die in der Langfristbeziehung ermittelt wurden und die die langfristige Elastizität der Einfuhrpreise in bezug auf die exogenen Variablen messen.

Auch hier kann eingewendet werden, daß eine Simulation der Importpreisreaktion auf einen Schock der exogenen Variablen um jeweils 10 vH angesichts der möglicherweise erheblichen Unterschiede im Schwankungsausmaß der exogenen Größen in der Vergangenheit unrealistisch sei. Daher werden für die exogenen Variablen die durchschnittlichen absoluten Schwankungen gegenüber dem Vorquartal in vH im Schätzzeitraum ermittelt, um die Größenordnung der Schwankungen in der Vergangenheit abzugreifen. Dabei zeigt sich, daß der nominale Außenwert mit einer durchschnittlichen Schwankung von etwa 1,6 vH, die Auslandspreise mit 1,3 vH und die inländischen Erzeugerpreise mit rund 0,9 vH ähnlich volatile Zeitreihen sind. Allein die Rohstoffpreise weisen mit einer durchschnittlichen Veränderung gegenüber dem Vorquartal von knapp 8,4 vH eine spürbar größere Schwankung auf. Um die unterschiedliche Volatilität der exogenen Größen bei der Simulation dauerhafter Schocks zu berücksichtigen, werden nun die Niveaus der exogenen Größen ab 1985:1 dauerhaft um das Ausmaß ihrer durchschnittlichen Veränderung in vH in der Vergangenheit angehoben bzw. abgesenkt. Schaubild 16 zeigt die Reaktion der Importpreise auf derartig genormte Schocks. Langfristig hat auch hier eine dauerhafte Änderung des Außenwerts die kräftigste Wirkung auf das schocksimulierte Importpreinsniveau. Schocks bei den

Schaubild 16

Reaktion der Importpreise bei einer dauerhaften Veränderung der exogenen Größen in Höhe der durchschnittlichen Schwankungen in der Vergangenheit ab 1985:1



^a Simulierte Importpreise bei einer dauerhaften, genormten Erhöhung der ausländischen Preise

^b Simulierte Importpreise bei einer dauerhaften, genormten Erhöhung der inländischen Preise

^c Simulierte Importpreise bei einer dauerhaften, genormten Verringerung des nominalen Außenwerts der D-Mark

^d Simulierte Importpreise bei einer dauerhaften, genormten Erhöhung der Rohstoffpreise

Rohstoffpreisen haben nun aber langfristig eine relativ stärkere Wirkung auf die Einfuhrpreise als bei Annahme eines für alle exogenen Variablen gleichen Schocks von 10 vH. So wird der recht niedrige Koeffizient der Rohstoffpreise in der Langfristbeziehung aufgewogen durch das hohe Ausmaß des genormten Schocks der Rohstoffpreise. Insgesamt entsteht somit eine spürbare Gesamtwirkung des Rohstoffpreisschocks auf die Einfuhrpreise. Die Wirkung ist nach derjenigen eines Abwertungsschocks die zweithöchste. Dagegen hat eine dauerhafte genormte Zunahme der inländischen Erzeugerpreise jetzt die langfristig schwächste Wirkung auf das Einfuhrpreisniveau. Hier wird die durch den Koeffizienten der Langfristbeziehung gemessene Transmissionsstärke eines Schocks der inländischen Erzeugerpreise auf die Einfuhrpreise relativiert durch das niedrige genormte Schockausmaß, so daß die Gesamtwirkung des Schocks auf die Importpreise sehr klein ist. Damit zeigt sich, daß bei Zugrundelegung der durchschnittlichen Schwankungen der exogenen Variablen in der Vergangenheit die Rohstoffpreise bei schockartigen Veränderungen angesichts ihrer überdurchschnittlich hohen Preisausschläge relativ zu den übrigen exogenen Größen kräftige Wirkungen auf die schocksimulierten Importpreise ausüben.

E. Zusammenfassung und Ausblick

Die Regressionsrechnungen zeigen, daß das Niveau der in D-Mark berechneten Exportpreise langfristig nur vom Niveau der Preise auf den wichtigsten ausländischen Absatzmärkten bestimmt wird. Auch in der kurzen Frist dominieren die Auslandspreise die Entwicklung der Exportpreise. Doch steigen die deutschen Exportpreise spürbar langsamer als die Auslandspreise. Dies erklärt, daß die D-Mark im betrachteten Zeitraum trendmäßig aufgewertet worden ist. Kurzfristig reagieren die in D-Mark gerechneten Exportpreise auch auf Änderungen der Lohnstückkosten sowie der Wechselkurse. Doch sind diese Reaktionen weniger kräftig ausgeprägt. Dies deutet auf eine nur partielle Überwälzung steigender Lohnkosten sowie eine nicht unerhebliche Verlagerung des Wechselkursrisikos auf die ausländischen Abnehmer deutscher Produkte hin. Während die Preisent-

wicklung im Ausland für die heimischen Unternehmen also die dominierende Bestimmungsgröße der Preisgestaltung im Exportgeschäft ist, ändern sie bei Variationen der Lohnkosten und der Wechselkurse ihre Exportpreise nur wenig.

Das in D-Mark gerechnete Niveau der Importpreise wird langfristig besonders deutlich vom Niveau des Außenwerts der D-Mark beeinflusst. Die Tatsache, daß der Koeffizient absolut größer ist als 1, legt die Vermutung nahe, daß mit langfristigen Wechselkursverschiebungen strukturelle Folgewirkungen beispielsweise bei der Zusammensetzung der Lieferanten oder der gehandelten Waren verbunden sind, welche den Effekt der Währungsverschiebung auf die Importpreise verstärken. Spürbar beeinflusst wird das Importpreinsniveau langfristig zudem vom Niveau der Preise in den wichtigsten Lieferländern und dem Preisniveau inländischer Importsubstitute. Dagegen hat das Rohstoffpreisniveau eine nur geringe Wirkung auf die Importpreise. Die relative Bedeutung der Einflußgrößen in der kurzen Frist weicht merklich von derjenigen in der langfristigen Betrachtung ab. Kurzfristig wird die Importpreisentwicklung von den Auslandspreisen und den Preisen inländischer Importsubstitute dominiert. Doch handelt es sich bei der kurzfristig kräftigen Reaktion der Importpreise wohl um ein Überschießen, das in der langen Frist wieder korrigiert wird. Darauf deuten die im Vergleich zur kurzfristigen Analyse merklich niedrigeren Langfristkoeffizienten der Auslandspreise und der Preise inländischer Importsubstitute hin. Wechselkursveränderungen haben auch in der kurzen Frist einen signifikanten und unverzögerten Einfluß auf die Importpreise. Doch ist die Wirkung kurzfristig spürbar geringer als in der langen Frist. Dies dürfte daran liegen, daß strukturelle Folgen aufgrund von Wechselkursänderungen erst langfristig eine Rolle spielen. Die langfristig geringe Bedeutung der Rohstoffpreise zur Erklärung der Importpreise wird durch die kurzfristige Analyse bestätigt. Allerdings ist zu berücksichtigen, daß die verwendete Rohstoffpreisvariable die Rohstoffe mit ihren Welthandelsanteilen gewichtet, die nicht in jedem Fall repräsentativ für die Struktur der westdeutschen Rohstoffzufuhren sind. Zudem zeigen die mit der Regressionsgleichung durchgeführten Simulationsrechnungen, daß Veränderungen der Rohstoffpreise durchaus signifikante Änderungen der Importpreise zur Folge haben, wenn sich die unterstellte Variation der Rohstoffpreise an dem relativ hohen Schwankungsausmaß dieser Variable im Durchschnitt des Beobachtungszeitraums orientiert.

Insgesamt läßt sich feststellen, daß die in D-Mark berechneten Export- und Importpreise in deutlich unterschiedlichem Maße auf Änderungen des Außenwerts der D-Mark reagieren. So hat der Außenwert einen erheblichen Einfluß auf die Importpreise, während seine Bedeutung für die Entwicklung der Exportpreise eher gering ist. Die merkliche Wechselkurselastizität der Importpreise mag Indiz dafür sein, daß es sich bei den eingeführten Waren zu einem großen Teil um standardisierte Güter mit preisempfindlicher Nachfrage handelt. In diesem Zusammenhang sind die ausländischen Anbieter offenbar bemüht, durch Preisänderungen einen Teil der Wechselkursverschiebungen zu kompensieren, um zum Beispiel bei einer Abwertung der D-Mark spürbaren Marktanteilsverlusten in der Bundesrepublik entgegenzuwirken. Dagegen ist die Wechselkursempfindlichkeit der Exportpreise äußerst gering. Dafür können mehrere Faktoren maßgeblich sein. So mögen sich die von heimischen Anbietern hergestellten Güter in bezug auf ihre Qualität und produktbezogenen Dienstleistungen deutlich von den Konkurrenzprodukten abheben; der Preis als kaufentscheidendes Merkmal ist dann nur von untergeordneter Bedeutung (Sachverständigenrat 1996). Eine wenig wechselkursempfindliche Nachfrage des Auslandes und in der Folge recht stabile Exportpreise können aber auch darauf zurückzuführen sein, daß sich die ausländischen Abnehmer gegen kurzfristige Wechselkursschwankungen durch Devisenmarktgeschäfte abgesichert haben. Denkbar ist aber auch, daß die Auslandsnachfrage sehr wohl wechselkurs- und preiselastisch reagiert, jedoch die heimischen Anbieter bei einer Aufwertung der D-Mark auf Preiskonzessionen verzichten und eher Marktanteilsverluste in Kauf nehmen. Damit wird deutlich, daß für eine differenzierte Interpretation des empirisch beobachteten Preisbildungsprozesses und seiner Ursachen neben den Preisreaktionen auch die Mengenreaktionen im Außenhandel modelliert und im Hinblick auf ihre Determinanten untersucht werden müssen. Auch ist zu berücksichtigen, daß die vor allem aus datentechnischen Erwägungen der vorliegenden Untersuchung zugrundeliegenden aggregierten Größen Meßprobleme aufwerfen, die die ökonomische Interpretation der Zusammenhänge erschweren. Für differenzierte Analysen bietet es sich daher an, auf disaggregierte Größen zurückzugreifen. Hierbei ist sowohl eine Auffächerung nach Warengruppen als auch nach wichtigen Handelspartnerländern bzw. -regionen denkbar. Eine regional disaggregierte Analyse der Determinanten des deutschen Außenhandels würde eine Untersuchung der Frage erlauben, ob und wie

stark der Einfluß einzelner Determinanten — beispielsweise des Wechselkurses — auf die Außenhandelsmengen und -preise in regionaler Betrachtung divergiert. Besondere Bedeutung erhält dieser Aspekt gerade auch im Hinblick auf den angestrebten gemeinsamen Währungsraum in Europa und dessen mögliche Auswirkungen auf den deutschen Außenhandel.

Literaturverzeichnis

- Abels, H. (1993). *Wirtschafts- und Bevölkerungsstatistik: Grundlagen mit Beispielen*. Wiesbaden.
- Banerjee, A., J.J. Dolado und R. Mestre (1992). On Some Simple Test for Cointegration: The Cost of Simplicity. Discussion Paper of the Institute of Economics at Aarhus-University.
- Bera, A.K., und C.M. Jarque (1982). Model Specification Tests: A Simultaneous Approach. *Journal of Econometrics* 20: 59–82.
- Bohley, P. (1992). *Statistik: Einführendes Lehrbuch für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*. München.
- Breusch, T.S., und L.G. Godfrey (1981). A Review of Recent Work on Testing for Autocorrelation in Dynamic Simultaneous Models. In D. Currie, R. Nobay und D. Peel (Hrsg.), *Macroeconomic Analysis: Essays in Macroeconomics and Econometrics*. London: 63–105.
- Brown, R., J. Durbin und J. Evans (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society* 37: 149–163.
- Brüning, H. (1971). Wechselkursänderungen bei unvollständigem Wettbewerb. *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*. 127. Band: 486–499.
- Cacheux, J. le, und L. Reichlin (1992). Exchange Rates and Import Prices: Evidence of Pricing to Market in European Car Markets. In M.G. Dagenais und P.-A. Muet (Hrsg.), *International Trade Modelling*. London: 55–75.
- Clostermann, J. (1996). Der Einfluß des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz. Diskussionspapier 7/96. Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank. Frankfurt am Main.
- Deutsche Bundesbank (1989). Aktualisierung der Außenwertberechnungen für die D-Mark und fremde Währungen. *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank* (4): 44–52.
- (lfd. Jgg.). *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*.

- (lfd. Jgg.). Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen: *Statistisches Beiheft zum Monatsbericht der Deutschen Bundesbank*.
- Dickey, D.A., und W.A. Fuller (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica* 49: 1057–1072.
- Dieckheuer, G. (1976). Realeinkommens-, Preis- und Zinseffekte der Fiskalpolitik, untersucht mit einem ökonometrischen Modell für die Bundesrepublik Deutschland. *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*. 132. Band: 422–470.
- DIHT (Deutscher Industrie- und Handelstag) (1996). *Außenhandel und Wettbewerbsfähigkeit. DIHT-Umfrage bei den deutschen Auslandshandelskammern*. Bonn.
- Döhrn, R. (1993). Zur Wechselkursempfindlichkeit bedeutender Exportsektoren der deutschen Wirtschaft. *RWI-Mitteilungen* 44: 103–116.
- Döpke, J., und M. Fischer (1994). Was bestimmt die westdeutschen Exporte? *Die Weltwirtschaft*: 54–66.
- Dornbusch, R. (1987). Exchange Rates and Prices. *The American Economic Review* 77 (1): 93 ff.
- Engel, C. (1993). Real Exchange Rates and Relative Prices. *Journal of Monetary Economics* 32: 35 ff.
- Engle, R.F., und C.W.J. Granger (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55: 251–276.
- Fischer, M. (1995). Was bestimmt die westdeutschen Importe? *Die Weltwirtschaft*: 431–443.
- Fleischer, P. (1986). *Bestimmungsgründe von Zahlungsbilanz und Wechselkursen in der Bundesrepublik Deutschland*. Frankfurt am Main.
- Flemig, G. (1984). Zur Treffsicherheit und Methodik von Exportprognosen. *Die Weltwirtschaft* (2): 160–170.
- Hague, D.C., W.E.F. Oakeshott und A.A. Strain (1974). *Devaluation and Pricing Decisions: A Case Study Approach*. London.

- Hansen, G. (1991). Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Ökonometrie. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 111: 299–337.
- (1993). *Quantitative Wirtschaftsforschung*. München.
- Hansen, G., und U. Westphal (Hrsg.) (1983). *SYSIFO. Ein ökonometrisches Konjunkturmodell für die Bundesrepublik Deutschland*. Frankfurt am Main.
- Isard, P. (1977). How Far Can We Push the „Law of One Price“? *The American Economic Review* 67: 942–948.
- Jarchow, H.J., und P. Rühmann (1994). *Monetäre Außenwirtschaftstheorie*. Göttingen.
- Kennedy, P. (1992). *A Guide to Econometrics*. Oxford.
- Kravis, I.B., und R.E. Lipsey (1977). Export Prices and the Transmission of Inflation. *The American Economic Review* 67: 155–163.
- Kremers, J.J.M., N.R. Ericsson und J.J. Dolado (1992). The Power of Cointegration Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54 (3): 325–348.
- Kröger, J., und P. Pauly (1985). Exchange Rates, Prices, Wages, and the Current Account in Germany. In G. de Ménil und U. Westphal (Hrsg.), *Stabilization Policy in France and the Federal Republic of Germany*. Amsterdam.
- Ménil, G. de (1974). Aggregate Price Dynamics. *Review of Economics and Statistics* 56: 129–140.
- Milton, A. (1988). Wechselkurs und Preiswettbewerbsfähigkeit bedeutender Exportbranchen der deutschen Wirtschaft. *RWI-Mitteilungen* 39: 295–318.
- Mously, M. (1978). *Ökonometrische Preismodelle. Eine theoretische und empirische Analyse*. Hamburg.
- Nordhaus, W.D. (1972). Recent Developments in Price Dynamics. In O. Eckstein (Hrsg.), *The Econometrics of Price Determination*. Washington, D.C.
- Sachverständigenrat (Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung) (1996). *Reformen voranbringen. Jahresgutachten 1996/97*. Wiesbaden.
- Sandermann, G. (1975). *Die Zahlungsbilanz der Bundesrepublik Deutschland 1960–1970. Eine theoretische und ökonometrische Studie*. Meisenheim.

- Schröder, J. (1969/70). Zur partialanalytischen Darstellung des direkten internationalen Preiszusammenhangs. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 183: 306–315.
- Schumacher, D. (1992). Zum Einfluß realer effektiver Wechselkurse auf die Wettbewerbsfähigkeit. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung: *Vierteljahresheft zur Wirtschaftsforschung* 1/2: 27–48.
- Siebert, H. (1975/76). Inflationsimport bei flexiblen Wechselkursen. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 190: 385–403.
- Statistisches Bundesamt (1970–1994a). *Fachserie 17, Reihe 2: Preise und Preisindizes für gewerbliche Produkte (Erzeugerpreise)*. Stuttgart.
- (1970–1994b). *Fachserie 17, Reihe 8: Preisindizes für die Ein- und Ausfuhr*. Stuttgart.
- (1995). Neuberechnung der Indizes der Außenhandelspreise auf Basis 1991. *Wirtschaft und Statistik* (3): 207 ff.
- Turnovsky, S.J., und A. Kaspura (1974). An Analysis of Imported Inflation in a Short-Run Macroeconomic Model. *The Canadian Journal of Economics* 7: 355–380.
- Weber, U. (1990). *Determinanten des Exports der Bundesrepublik Deutschland in ausgewählte Länder*. Bergisch-Gladbach.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48: 817–838.
- Willeke, F.-U. (1972). Preiserhöhungsspielräume und Aufwertung bei heterogener und oligopolistischer Struktur der Export- und Importmärkte. *Weltwirtschaftliches Archiv* 108: 1–28.