



Der Einfluß des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz

Jörg Clostermann

Diskussionspapier 7/96

Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe
der Deutschen Bundesbank

August 1996

Die in dieser Reihe veröffentlichten Diskussionspapiere
spiegeln die persönliche Auffassung des Autors und
nicht notwendigerweise die der Deutschen Bundesbank wider.

**Deutsche Bundesbank, Wilhelm-Epstein-Straße 14, 60431 Frankfurt am Main
Postfach 10 06 02, 60006 Frankfurt am Main**

Fernruf (0 69) 95 66-1

Telex Inland 4 1 227, Telex Ausland 4 14 431, Telefax (0 69) 5 60 10 71

Bestellungen schriftlich erbeten an:

Abteilung Presse und Information, Postanschrift oder Telefax (0 69) 95 66-30 77

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet

ISBN 3-932002-10-5

The impact of the exchange rate on Germany's balance of trade

Summary

The subject of the study is the impact of the exchange rate on Germany's balance of trade. The analysis hence focuses on the significance of invoicing practices as well as the factors which determine export and import prices and the volumes.

The results reveal a largely classical reaction on the part of Germany's balance of trade. In the long term, importers and, to a very large extent, exporters, too, pursue a policy of exchange rate pass-through. In this, importers pass on fluctuations in the exchange rate fully in their selling prices, which results in exchange-rate-induced changes in import prices. On the export side, this "rolling-over" strategy leads to German products becoming dearer for foreign customers in the event of an appreciation of the Deutsche Mark. The export price hence remains largely unchanged when invoiced in domestic currency. In contrast to importers, however, exporters are prepared, even in the longer term, to neutralise a small part of the exchange rate fluctuations by varying their margins. Over the shorter term, this pricing to market may be observed quite clearly both on the import and on the export side. The conclusion implied by these results is that, in line with the classical view, prices are mainly cost-determined in the long run and hence that the law of one price may claim to a certain validity. By contrast, a more or less marked international differentiation in prices for the same goods may be observed over the shorter term.

In the long run, trends in the volume of imports and exports are chiefly determined by the growth of domestic and external markets; in the short term, the correlations that have been found document the cyclical sensitivity of Germany's foreign trade. Price competitiveness plays only a secondary role in explaining trends in exports and imports over the shorter term. A sustained deterioration in the competitive situation in terms of prices, on the other hand, results in a loss of shares in the world market. Compared with exports, imports are less sensitive to the exchange rate in the long run. The reason for this could be Germany's dependence on imports of raw materials.

In the final analysis, exchange-rate-related fluctuations in import values are chiefly due to changes in the prices of imports, whereas exchange rate-related-fluctuations in export values

are mainly caused by changes in their quantities. Since, in the short term, movements in import prices exceed the change in the volume of exports and, on the other hand, this ratio is reversed in the long run, exchange-rate-induced movements in Germany's trade balance are characterised by an initially anomalous reaction which subsequently gives way to a normal balance of trade reaction. The balance of trade curve thus resembles a J-curve. Even the conclusion suggested by the analyses of the invoicing practices in Germany's foreign trade was, in fact, that of an inverse primary reaction of the balance of trade to changes in the exchange rate.

Moreover, the simulation studies show that temporary exchange rate movements are associated with significant upward and downward fluctuations in the trade balance.

Inhaltsverzeichnis

I. Einführung	1
II. Die Bedeutung der Fakturierungsgewohnheiten	3
II.1 Theoretische Vorüberlegungen	3
II.2 Empirische Analyse	4
III. Das Preisverhalten	7
III.1 Theoretische Vorüberlegungen	7
III.2 Empirische Analyse	9
III.2.1 Schätzspezifikation	9
III.2.2 Schätzmethodik	11
III.2.3 Exportpreise	13
III.2.3.1 Regionalspezifische Exportpreise	17
III.2.4 Importpreise	20
IV. Die Mengenreaktion	23
IV.1 Theoretische Vorüberlegungen	23
IV.2 Empirische Ergebnisse	25
IV.2.1 Importnachfrage	25
IV.2.2 Exportnachfrage	28

V. Gesamteffekt von Wechselkursänderungen für die Handelsbilanz	32
V.1 Theoretische Lösung	32
V.2 Simulationsstudien	33
V.2.1 Dauerhafte Aufwertung der D-Mark um 1%	33
V.2.2 Vorübergehende Aufwertung der D-Mark um 1% für die Dauer eines Jahres	35
VI. Zusammenfassung und Ausblick	36
Literaturverzeichnis	39

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Währungsstruktur der deutschen Exporte	5
Tabelle 2:	Währungsstruktur der deutschen Importe	5
Tabelle 3:	Verhältnis zwischen Ausfuhereinnahmen und Einfuhrausgaben, aufgliedert nach Fakturierungswährungen	6
Tabelle 4:	Schätzergebnisse für den Exportpreis (I/1975 - IV/1995) (Konkurrenzpreis = ausl. Gesamtabsatzdeflator / Außenwert)	14
Tabelle 5:	Schätzergebnisse für den Exportpreis (I/1975 - IV/1995) (Konkurrenzpreis = ausl. Erzeugerpreise / Außenwert)	16
Tabelle 6:	ADF-Test für die Variablen der Exportpreisgleichungen	16
Tabelle 7:	ADF-Test für die Variablen der regionalspezifischen Exportpreisgleichungen	18
Tabelle 8:	Schätzergebnisse für die regionalspezifischen Exportpreise (Schätzzeitraum: I/1975 - IV/1995)	19
Tabelle 9:	ADF-Test für die Variablen der Importpreisgleichungen	21
Tabelle 10:	Schätzergebnisse für den Importpreis (I/1975 - IV/1995)	22
Tabelle 11:	Schätzergebnisse für die Importnachfrage (I/1975 - IV/1995) (Preisvariable = Importpreis / Gesamtabsatzdeflator)	26
Tabelle 12:	Schätzergebnisse für die Importnachfrage (I/1975 - IV/1995) (Preisvariable = Importpreis / Erzeugerpreis)	27
Tabelle 13:	ADF-Test für die Variablen der Importnachfrage	28
Tabelle 14:	ADF-Test für die Variablen der Exportnachfrage	29
Tabelle 15:	Schätzergebnisse für die Exportnachfrage (I/1975 - VI/1995) (Preisvariable = Exportpreis / ausl. Gesamtabd. / Außenwert)	29
Tabelle 16:	Schätzergebnisse für die Exportnachfrage (I/1975 - VI/1995) (Preisvariable = Exportpreis / ausl. Erzeugerpreis / Außenwert)	30

Verzeichnis der Schaubilder

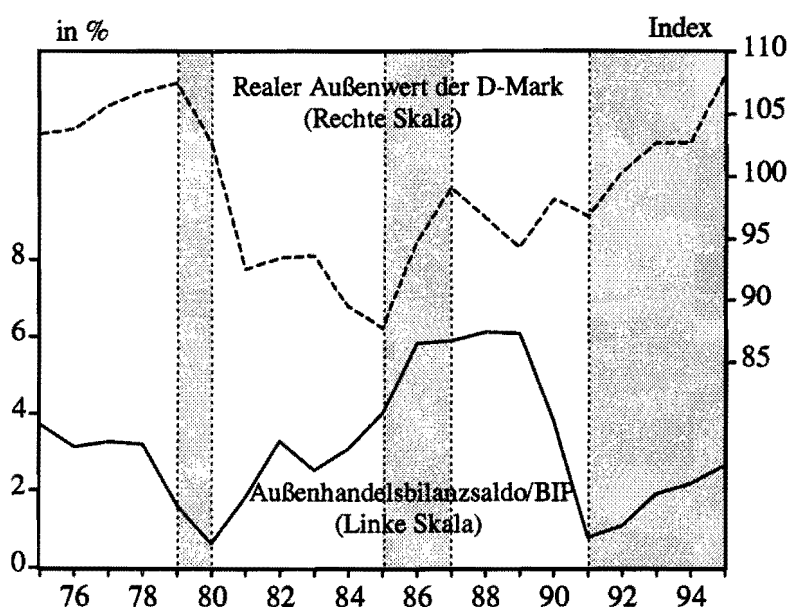
Schaubild 1:	Gewogener realer Außenwert der D-Mark gegenüber 18 Industrieländern und Außenhandelsbilanzsaldo zu Bruttoinlandsprodukt	1
Schaubild 2:	Verlauf des 'gleitenden' Dummys	14
Schaubild 3:	Volatilität des Außenwerts der D-Mark	17
Schaubild 4:	Simulationsergebnisse unter der Annahme einer dauerhaften Aufwertung der D-Mark um 1%	34
Schaubild 5:	Simulationsergebnisse unter der Annahme einer vorübergehenden Aufwertung der D-Mark um 1% für die Dauer eines Jahres	36

Der Einfluß des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz^{*)}

I. Einführung

Einer rund 5%igen realen Aufwertung der D-Mark im Jahre 1995 stand eine Zunahme des Außenhandelsbilanzüberschusses um 18 Mrd DM gegenüber. Diese scheinbar "anomale" Reaktion der Handelsbilanz auf Wechselkursbewegungen ist für die deutsche Volkswirtschaft keineswegs ungewöhnlich. Ähnliche Konstellationen (siehe Schaubild 1) finden sich auch in den Jahren 1979 - 1980, 1985 - 1987 und 1991 - 1994.

Schaubild 1: Gewogener realer Außenwert der D-Mark gegenüber 18 Industrieländern und Außenhandelsbilanzsaldo zu Bruttoinlandsprodukt



Ein mögliche Erklärung für diesen Sachverhalt bietet die Theorie der J-Kurve, derzufolge bei Wechselkursänderungen einer langfristigen normalen Reaktion kurz- bis mittelfristig ein entgegengerichtetes Verhalten der Handelsbilanz gegenübersteht. Auf diese Weise gleicht das stilisierte Verlaufsprofil des Handelsbilanzsaldos bei einer Währungsabwertung einer J-Kurve.¹

^{*)} Ich danke T. Bayoumi, R. Fecht, W. Friedmann, A. Jung, J.-R. Kim, B. Landau, H. Neuhaus, M. Scharnagl, F. Seitz, E. Stöß, K.-H. Tödter sowie den Teilnehmern eines Workshops bei der Deutschen Bundesbank für wertvolle Hinweise und Anregungen. Alle verbliebenen Fehler gehen natürlich zu meinen Lasten.

¹ Bei einer Aufwertung spricht man analog vom Spazierstockeffekt. Siehe Rose (1986) S. 87.

Die Theorie der J-Kurve beruht - historisch gesehen - auf der Vorstellung dreier Reaktionsphasen, in denen die Handelsbilanz, ausgedrückt in heimischer Währung, von Wechselkursvariationen unterschiedlich beeinflusst wird.² In der eher kurzfristigen Kontraktphase liegen zum Zeitpunkt der Wechselkursänderung bereits abgeschlossene Verträge über Export- und Importgeschäft vor. Die den Verträgen zugrundeliegenden Mengen und Preise bleiben daher vorerst unverändert. In Abhängigkeit von den Fakturierungsgewohnheiten erfolgt allerdings eine entsprechende 'statistische Korrektur' der Außenhandelspreise, da ein bestimmter Preis in ausländischer Währung nun einem anderen Preis in inländischer Währung entspricht. In der darauf folgenden Pass-Through-Phase tragen die Unternehmen dem nun veränderten Umfeld bei neuen Vertragsabschlüssen Rechnung, indem sie die Wechselkursveränderung mehr oder minder stark in den Preisen weiterreichen. Die letzte Phase umfaßt die aus den Export- und Importpreisveränderungen resultierende Mengenreaktion seitens der Nachfrager.

Die Unterteilung des J-Kurveneffekts in drei Phasen unterstellt eine zeitliche Zwangsläufigkeit der Handelsbilanzreaktion, die allerdings in dieser Art nicht gegeben ist. So können Anpassungsverzögerungen beim Preisverhalten der Unternehmen und bei den Nachfragern zu Wechselwirkungen zwischen der zweiten und dritten Phase führen. Sind die Außenhandelsverträge an unterschiedliche Zahlungsziele geknüpft, ist mit einer Durchmischung von Kontrakt- und Pass-Through-Phase zu rechnen. Aus diesen Gründen steht in der folgenden Analyse nicht die Isolierung einzelner Phasen im Vordergrund, sondern die Identifizierung der jeweiligen phasenspezifischen Bestimmungsfaktoren. Auf dieser Grundlage wird anschließend die Bedeutung von J-Kurveneffekten für die deutsche Außenhandelsbilanz beurteilt.

Die Arbeit gliedert sich im weiteren Verlauf wie folgt: Nach entsprechenden theoretischen Vorüberlegungen wird versucht, die entsprechenden Bestimmungsgrößen der unterschiedlichen Phasen empirisch zu analysieren. Dazu werden u.a. separat Preis- und Mengenfunktionen für Exporte und Importe geschätzt und diese hinsichtlich Reaktionen auf Wechselkursbewegungen untersucht. Die Arbeit schließt mit Simulationsergebnissen zu den kurz- und langfristigen Wechselkurseffekten der deutschen Handelsbilanz.

Ziel dieser Arbeit ist es, zu analysieren, ob für die deutsche Handelsbilanz J-Kurvenbewegungen identifizierbar sind.³

² Magee (1973).

³ Im weiteren Verlauf der Arbeit subsumieren wir unter dem Begriff J-Kurve das sowohl bei Währungsabwertungen als auch bei -aufwertungen mögliche Phänomen einer kurzfristigen anomalen und einer langfristigen normalen Reaktion der Handelsbilanz.

II. Die Bedeutung der Fakturierungsgewohnheiten

II.1 Theoretische Vorüberlegungen

Wie erwähnt sind in der Kontraktphase für eine anomale Primärreaktion der Handelsbilanz kurzfristig allein die Fakturierungsgewohnheiten entscheidend. Differenziert man zwischen Fakturierung in Inlands- und Auslandswährung, so kann der Saldo der Handelsbilanz in heimischer Währung ausgedrückt werden als:⁴

$$(1) \quad HB = EX \cdot \left[PX \cdot (1 - a_{ex}) + \frac{PX^*}{W} \cdot a_{ex} \right] - IM \cdot \left[PM \cdot (1 - a_{im}) + \frac{PM^*}{W} \cdot a_{im} \right]$$

HB	= Handelsbilanzsaldo (in heimischer Währung)
EX (IM)	= Export- (Import)volumen
W	= Nominaler Außenwert der heimischen Währung
PX (PX*)	= Exportpreise in heimischer (ausländischer) Währung
PM (PM*)	= Importpreise in heimischer (ausländischer) Währung
a_{ex} (a_{im})	= Anteil der Export- (Import)werte fakturiert in ausländischer Währung.

Unterstellt man die Konstanz der Außenhandelspreise und der Export- und Importmengen, so erhalten wir als kurzfristige Wirkung einer Wechselkursänderung:

$$(2) \quad \frac{\partial HB}{\partial W} = -\frac{EX \cdot PX^* \cdot a_{ex}}{W^2} + \frac{IM \cdot PM^* \cdot a_{im}}{W^2}$$

Als Bedingung für eine anomale Primärreaktion der Handelsbilanz $\left(\frac{\partial HB}{\partial W} > 0 \right)$ ergibt sich:

$$(3) \quad \frac{EX \cdot PX^* \cdot a_{ex}}{IM \cdot PM^* \cdot a_{im}} < 1 \quad \text{bzw.} \quad \frac{EX \cdot PX \cdot a_{ex}}{IM \cdot PM \cdot a_{im}} < 1. \quad ^5$$

Aus Gleichung (3) läßt sich ablesen, daß bei einer Aufwertung umso eher eine Verbesserung der Handelsbilanz auftritt, je größer der jeweils in Auslandswährung fakturierte Importanteil und desto kleiner der entsprechende Exportanteil ist. Werden Export- und Importwerte ausschließlich in Auslandswährung fakturiert ($a_{ex}=1$, $a_{im}=1$), kann eine anomale Reaktion nur im Falle eines Handelsbilanzdefizits auftreten. Ein inverser Primäreffekt bleibt dagegen aus,

⁴ Vgl. zu den folgenden Ausführungen Smeets (1985) S. 175 f. und Wood (1991) S. 149 ff.

⁵ Die Umformung ist äquivalent unter der Annahme $PX^*/W=PX$ bzw. $PM^*/W=PM$, d.h. die dem Preisindex zugrundeliegenden Wägungsanteile des Warenkorbs sind für die in Auslandswährung und in Inlandswährung fakturierten Waren identisch.

wenn der Außenhandel vollständig in Inlandswahrung abgewickelt wird ($a_{ex}=0, a_{im}=0$).⁶ Gleiches gilt fur den Fall, da zwar die Exporte, nicht aber die Importe vollstandig in Auslandswahrung fakturiert werden ($a_{ex}=1, a_{im}=0$).⁷ Der inverse Primareffekt ist am groten, wenn die Importe ausschlielich in Auslandswahrung, die Exporte allein in der Wahrung des Inlands abgewickelt werden ($a_{ex}=0, a_{im}=1$).⁸

II.2 Empirische Analyse

Angesichts der Bedeutung, die den Fakturierungsgewohnheiten in der Kontraktphase zukommt, wird zunachst die Wahrungsstruktur im deutschen Auenhandel untersucht. Dabei stutzt sich das verwendete Datenmaterial bis 1989 auf eine besondere Auswertung der in den Ausfuhrerklarungen angegebenen Fakturierungswahrungen; ab 1990 basieren die Zahlen auf einer Befragung deutscher Exportunternehmen, die das ifo Institut im Auftrag der Deutschen Bundesbank durchfuhrt.⁹ Auf der Einfuhrseite werden die Fakturierungswahrungen von der Bundesbank anhand der tatsachlichen Zahlungen ermittelt.

Die Untersuchung der Wahrungsstruktur zeigt, da die deutschen Ausfuhrungen zum uberwiegenden Teil in D-Mark fakturiert werden (siehe Tabelle 1). Auch auf der Einfuhrseite dominiert die D-Mark, wenn auch in einem deutlich geringerem Ausma (siehe Tabelle 2). Im Zeitverlauf waren die Fakturierungsgewohnheiten der deutschen Exportwirtschaft weitestgehend stabil. Auch die Gewichtsveranderungen innerhalb der Wahrungsstruktur hielten sich in engen Grenzen. So sank der Anteil der D-Mark von 1975 bis 1995 auf der Ausfuhrseite von knapp 90% auf 75%, wahrend das Gewicht der in D-Mark fakturierten Einfuhren von gut 42% auf 53% stieg. Die groten Einbuen erlitt hier der Dollar, dessen Bedeutung als Fakturierungswahrung fur die deutschen Importe sich fast halbierte.¹⁰ Umgekehrt stieg der in Dollar fakturierte Ausfuhranteil um 5 Prozentpunkte.¹¹

⁶ Diese Schlufolgerung resultiert aus Gleichung (2), da in diesem Fall $\delta HB/\delta W=0$.

⁷ Siehe Gleichung (2).

⁸ Verschiedentlich geht man in der Literatur von dieser vereinfachten Konstellation aus. Vgl. Sommer (1980) S. 534.

⁹ "Die Angaben ab 1990 sind deshalb nicht ganz mit den Zahlen bis 1989 vergleichbar. Parallelrechnungen fur das Jahr 1989 haben jedoch gezeigt, da die Unterschiede relativ gering sind." Deutsche Bundesbank (1991) S. 41, Funote 3.

¹⁰ "In dieser Entwicklung spiegelt sich vor allem das im Laufe der Zeit abnehmende Gewicht der Energieeinfuhren wider, die fast ausschlielich in US-Dollar abgerechnet werden." Deutsche Bundesbank (1991) S. 42.

¹¹ Diese Gewichtsverschiebung innerhalb der Wahrungsstruktur ist zum groten Teil Reflex der veranderten regionalen deutschen Auenhandelsstruktur. Deutsche Bundesbank (1991) S.40.

Tabelle 1: Währungsstruktur der deutschen Exporte

Jahr	Anteile der Exportfakturierungswährungen in %									
	DM	US-\$	Pfund	FF	SFR	BFR	HFL	LIT	YEN	Rest
1975	89.2	4.4	0.9	1.7	0.5	0.6	0.9	0.7	-	1.1
1976	86.9	5.0	1.2	2.1	0.6	0.7	0.9	1.1	-	1.5
1977	86.0	6.2	1.1	2.1	0.5	0.7	0.9	1.0	-	1.5
1978	83.6	7.4	1.3	2.3	0.5	0.8	1.1	1.0	-	2.0
1979	82.6	7.3	1.5	2.6	0.5	0.8	1.1	1.3	-	2.3
1980	82.5	7.2	1.4	2.8	0.5	0.9	1.2	1.3	-	2.2
1981	82.2	7.8	1.3	2.8	0.5	0.9	1.1	1.3	-	2.1
1982	83.2	6.7	1.3	2.8	0.5	0.9	1.1	1.2	-	2.3
1983	82.6	7.0	1.5	2.8	0.5	0.9	1.2	1.4	-	2.1
1984	79.4	9.7	1.7	2.8	0.5	0.9	1.1	1.5	0.3	2.1
1985	79.5	9.5	1.8	2.7	0.5	1.1	1.1	1.5	0.4	1.9
1986	81.5	7.7	1.7	2.7	0.5	0.7	0.9	1.6	0.4	2.3
1987	81.5	7.4	1.8	2.5	0.6	0.7	0.9	1.7	0.5	2.4
1988	79.2	8.0	2.0	3.2	0.6	1.0	1.0	1.8	0.4	2.8
1989	79.2	7.5	2.5	3.4	0.6	0.9	0.9	1.8	0.4	2.8
1990	77.0	6.5	2.7	3.9	-	-	-	2.2	0.4	7.3
1991	77.5	8.0	2.3	3.3	-	-	-	2.0	0.4	6.5
1992	77.3	7.2	3.2	3.4	-	-	-	2.2	0.6	6.2
1993	74.3	10.3	2.6	3.3	-	-	-	2.0	0.8	6.9
1994	76.7	9.7	2.4	2.9	-	-	-	1.7	0.7	6.1

Quelle: Deutsche Bundesbank. "-": Fakturierungsanteil dieser Währung wurde nicht gesondert erhoben.

Tabelle 2: Währungsstruktur der deutschen Importe

Jahr	Anteile der Importfakturierungswährungen in %									
	DM	US-\$	Pfund	FF	SFR	BFR	HFL	LIT	YEN	Rest
1975	42.5	30.9	3.6	4.2	1.7	1.8	2.6	2.7	-	10.0
1976	42.0	31.3	3.2	3.9	1.7	1.7	2.5	3.1	-	10.6
1977	44.2	30.6	3.0	3.7	1.7	1.7	2.3	2.1	-	10.7
1978	46.1	28.5	3.3	3.7	2.1	1.7	2.4	2.4	-	9.8
1979	43.7	30.5	3.2	3.4	1.7	1.7	2.1	2.9	-	10.8
1980	43.0	32.3	3.4	3.3	1.6	1.6	2.0	2.4	-	10.4
1981	43.0	32.3	3.7	3.0	1.6	1.2	1.9	2.0	-	11.3
1982	44.6	31.3	2.5	3.4	1.6	1.0	1.7	2.0	-	11.9
1983	46.1	28.8	2.7	3.5	1.5	1.1	1.6	1.8	-	12.9
1984	47.0	29.2	2.4	3.6	1.5	1.0	1.5	1.7	-	12.1
1985	47.8	28.1	3.0	3.8	1.5	0.9	1.4	1.5	1.8	10.2
1986	51.7	23.1	2.2	4.1	1.7	0.8	1.5	1.5	2.6	10.8
1987	52.4	22.0	2.6	3.9	1.8	0.9	1.4	1.6	2.5	10.9
1988	52.6	21.3	2.4	3.6	1.7	0.8	1.5	1.6	2.5	12.0
1989	52.6	22.3	2.6	4.1	1.7	0.7	1.4	1.8	2.0	10.8
1990	54.3	20.9	2.5	3.6	1.8	0.8	1.4	1.9	1.8	11.0
1991	55.4	20.4	2.3	3.0	1.6	0.7	1.3	1.8	2.0	11.5
1992	55.9	18.4	2.2	3.1	1.6	0.7	1.3	1.7	1.7	13.6
1993	54.1	19.0	2.2	3.0	1.5	0.6	1.2	1.5	2.0	15.1
1994	53.2	18.5	2.0	2.8	1.3	0.7	0.9	1.3	1.7	17.7

Quelle: Deutsche Bundesbank. "-": Fakturierungsanteil dieser Währung wurde nicht gesondert erhoben.

Tabelle 3: Verhältnis zwischen Ausfuhrereinnahmen und Einfuhrausgaben, aufgliedert nach Fakturierungswährungen

Verhältnis fremdwährungsfakturierter Ausfuhrereinnahmen zu Einfuhrausgaben										
Jahr	Gesamt	US-\$	Pfund	FF	SFR	BFR	HFL	LIT	YEN	Rest
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
1975	0.23	0.17	0.30	0.49	0.35	0.40	0.42	0.31	-	0.13
1976	0.26	0.18	0.43	0.62	0.41	0.48	0.42	0.41	-	0.16
1977	0.29	0.24	0.43	0.66	0.34	0.48	0.46	0.55	-	0.16
1978	0.36	0.30	0.46	0.73	0.28	0.55	0.54	0.49	-	0.24
1979	0.33	0.26	0.50	0.82	0.32	0.51	0.56	0.48	-	0.23
1980	0.32	0.23	0.42	0.87	0.32	0.58	0.62	0.57	-	0.21
1981	0.34	0.26	0.38	1.00	0.34	0.81	0.62	0.70	-	0.20
1982	0.34	0.24	0.59	0.94	0.36	1.02	0.74	0.70	-	0.22
1983	0.36	0.27	0.62	0.89	0.37	0.91	0.83	0.86	-	0.18
1984	0.44	0.37	0.80	0.87	0.37	1.01	0.82	0.99	-	0.20
1985	0.45	0.39	0.69	0.82	0.39	1.42	0.91	1.16	0.26	0.22
1986	0.49	0.42	0.98	0.84	0.37	1.11	0.76	1.36	0.20	0.27
1987	0.50	0.43	0.89	0.83	0.43	1.00	0.83	1.37	0.26	0.28
1988	0.57	0.48	1.08	1.15	0.46	1.61	0.86	1.45	0.21	0.30
1989	0.56	0.43	1.22	1.05	0.45	1.63	0.81	1.25	0.25	0.33
1990	0.59	0.36	1.26	1.26	-	-	-	1.35	0.26	0.77
1991	0.52	0.40	1.03	1.14	-	-	-	1.13	0.21	0.58
1992	0.54	0.41	1.57	1.16	-	-	-	1.36	0.34	0.48
1993	0.62	0.60	1.34	1.22	-	-	-	1.42	0.42	0.51
1994	0.56	0.59	1.38	1.14	-	-	-	1.42	0.43	0.39

Quelle: Deutsche Bundesbank.

Um zu überprüfen, ob die theoretisch abgeleiteten Bedingungen für das Auftreten eines anomalen Primäreffekts bei Wechselkursänderungen in der kurzfristigen Kontraktphase als erfüllt gelten können, wurden Quotienten aus fremdwährungsfakturierten Ausfuhrereinnahmen und Einfuhrausgaben (entsprechend Gleichung 3) berechnet.¹² Die Zunahme der jeweiligen Quotienten im Zeitverlauf resultiert dabei fast ausschließlich aus der wachsenden Bedeutung der ausländischen Währungen auf der Exportseite und deren abnehmendem Gewicht als Fakturierungswährung für die Importe.

Verändert sich der Wechselkurs der D-Mark einheitlich gegenüber allen anderen Währungen, so ist während des ganzen Beobachtungszeitraums die Bedingung für eine anomale Primärreaktion der deutschen Handelsbilanz erfüllt (siehe Spalte 2 in Tabelle 3). Zwar nahm der Quotient aus fremdwährungsfakturierten Exporteinnahmen zu Importausgaben von 0,23 auf 0,56 zu, dennoch bleibt er deutlich unter eins. Das Bild ändert sich teilweise, wenn man die bilateralen Beziehungen betrachtet (Spalten 3-10). Das Verhältnis von Ausfuhrereinnahmen zu Einfuhrausgaben deutet darauf hin, daß seit Ende der achtziger Jahre eine inverse Primärreak-

¹² Vgl. zu den folgenden Ausführungen Schäfer (1985) S. 497 f.

tion der Handelsbilanz bei isolierten Aufwertungen gegenüber dem französischen Franc, der italienischen Lira und dem Pfund Sterling nicht mehr gegeben ist. Allerdings kommt nicht nur in dieser Gruppe europäischer Währungen, sondern auch beim US-Dollar die Gewichtsverschiebung innerhalb der Währungsstruktur zum Tragen. Auch der Quotient des US-Dollars (siehe Spalte 3) hat während des Beobachtungszeitraums kontinuierlich zugenommen. Trotzdem bleibt das Verhältnis von in Dollar fakturierten Exporteinnahmen zu Importausgaben deutlich unter eins. Da die D-Mark vor allem gegenüber dem US-Dollar und weniger gegenüber den europäischen Währungen ausgeprägte Schwankungen ihres Außenwerts aufweist, können Wechselkursänderungen der D-Mark trotz der jüngsten Entwicklung auch weiterhin im ersten Moment einen inversen Primäreffekt der Handelsbilanz zur Folge haben. Gleichwohl dürften im Gesamtergebnis die geänderten Währungspräferenzen der letzten zwanzig Jahre das Ausmaß möglicher anomaler Handelsbilanzreaktionen in der Kontraktphase merklich gedämpft haben.

III. Das Preisverhalten

III.1 Theoretische Vorüberlegungen

Traditionell unterstellt man in den meisten Außenhandelsmodellen vollständiges Pass-Through.¹³ In der Terminologie von Vesala versteht man unter einem vollständigen Exchange-Rate-Pass-Through, daß "import prices fully reflect movements in the exchange rate and exporters hold their own-currency prices constant."¹⁴ Die Importpreise werden in diesem Fall allein von den Auslandspreisen (gemessen in inländischen Einheiten), die Exportpreise vom Inlandspreisniveau bestimmt.

Die Ursache für die schwache Reaktion der amerikanischen Handelsbilanz in den achtziger Jahren trotz der ausgeprägten Dollarschwankungen sah man u.a. in der Unempfindlichkeit der Außenhandelspreise auf Wechselkursschwankungen.¹⁵ Seit dieser Zeit entstand vor allem im amerikanischen Raum eine Fülle theoretischer und empirischer Untersuchungen über das sogenannte Pricing-To-Market von Unternehmen. Im Gegensatz zum vollständigen Pass-Through

¹³ Siehe beispielsweise Gandolfo (1987), Appendix zu Kapitel 15.1., S. 232. Im Vergleich dazu ist im partial-analytischen Elastizitätenansatz der Zahlungsbilanztheorie das Ausmaß des Pass-Through abhängig von der Höhe der Angebots- und Nachfrageelastizitäten auf dem Export- bzw. Importgütermarkt. Unter der Annahme einer unendlichen Angebotselastizität erhält man den Spezialfall eines vollständigen Pass-Through. Vgl. Menon (1995) S. 198 f., Jarchow/Rühmann (1991) S. 53 Fall a).

¹⁴ Vesala (1992) S. 9.

¹⁵ Vgl. Krugman (1986), Mann (1986), Helkie/Hooper (1987), Moffett (1989), Meade (1988 u. 1989), Baldwin (1990), Koch/Rosensweig (1990).

wird das Preisverhalten der Exporteure und Importeure hier weniger von der Kostenseite her bestimmt, sondern - um Marktanteilsverlusten entgegenzuwirken - vom Konkurrenzpreis anderer Anbieter im gleichen Markt. Wechselkursschwankungen werden von den Unternehmen durch Variation der Gewinne neutralisiert, statt an den Nachfrager über Preisveränderungen weitergegeben. Im Ergebnis führt Pricing-To-Market zu unterschiedlichen internationalen Preisen für das gleiche Gut.¹⁶

Die Ursachen für Pricing-To-Market sind vielfältiger Natur. Die zentrale Annahme, welche in allen theoretischen Modellen vorab gesetzt wird, ist die Segmentation von Gütermärkten.¹⁷ Informations- und Transportkosten, tarifäre und nicht-tarifäre Handelshemmnisse behindern eine effektive Güterarbitrage, wodurch eine internationale Preisdifferenzierung überhaupt erst möglich wird. Würde bei vollintegrierten Märkten ein Unternehmen für sein Produkt im Ausland einen niedrigeren Preis verlangen als im Inland, werden Reimporte, sogenannte "Grau"-Importe, den inländischen Absatz und damit die Gewinne des Unternehmens vermindern. Die Segmentation von Gütermärkten ist folglich die *conditio sine qua non* für eine internationale Preisdifferenzierung.

Von theoretischer Seite wird als weiterer Bestimmungsfaktor für Pricing-To-Market die Substituierbarkeit der Güter herausgestellt.¹⁸ Je homogener die konkurrierenden Produkte in einem Marktsegment, desto geringer sind die Preisunterschiede. Im Extremfall vollkommener Unterschiedslosigkeit, wie z.B. bei bestimmten Rohstoffen, ist der Anbieter gezwungen, den Preis seines Produktes ausschließlich nach dem Konkurrenzpreis auszurichten; bei den mehr heterogenen Industrieerzeugnissen erfolgt die Preissetzung hingegen eher kostenorientiert.

Eine gewisse Relativierung erfährt dieser letzte Punkt, wenn man zusätzlich die Marktstruktur als Determinante internationaler Preisdifferenzierung in Betracht zieht.¹⁹ So zeigt Dornbusch (1987) im Rahmen eines Modells unvollkommener Konkurrenz, daß auch bei heterogenen Gütern oligopolistisches Verhalten - die Unternehmen beachten bei der Preissetzung mögliche Gegenreaktionen der Konkurrenten - Pricing-To-Market nach sich zieht. Potentielle Marktanteilsverluste bei nicht preiskonformem Verhalten zwingen ausländische Anbieter, den Preis in-

¹⁶ Damit steht Pricing-To-Market im Widerspruch zur Kaufkraftparitätentheorie. Siehe dazu Faruqee (1995) und Froot/Rogoff (1995).

¹⁷ Knetter (1993) S. 476.

¹⁸ Siehe dazu die empirische Studie von Engel (1993).

¹⁹ Zum Fall homogener Güter siehe das Cournot-Modell bei Fuhrmann (1989) S. 589 f. Fisher (1989) kommt in seinem theoretischen Modell zur der Schlußfolgerung, daß die Größenordnung des Exchange-Rate-Pass-Through von der Konkurrenzsituation sowohl im Inland als auch im Ausland abhängig ist. Vgl. dazu auch Feenstra, R.C., Gagnon J.E., Knetter, M.M. (1996).

ländischer Konkurrenzprodukte bei der Ableitung ihres Gewinnmaximums mit zu berücksichtigen.²⁰

Neuere Ansätze betonen die Rolle von Wechselkurserwartungen für die Pricing-To-Market-Strategie von Unternehmen.²¹ Irreversible Menükosten - hierunter fallen alle nicht rückholbaren Ausgaben für die Preisanpassung wie z.B. Druckkosten für Kataloge, Aufwendungen zur Information der Nachfrager - verzögern bei Wechselkursschwankungen die kontinuierliche Preisanpassung. Die Verkaufspreise werden bei einer Wechselkursänderung erst dann angepaßt, wenn die erwarteten Verluste aus einer unterlassenen Preiskorrektur die Menükosten übertreffen. Dabei stehen die Preisstarreheiten in einem direkten Zusammenhang zur Wechselkursvolatilität. Bei starken und häufigen Wechselkursschwankungen steigt die Wahrscheinlichkeit, eine wechselkursbedingte Preisänderung später wieder zurücknehmen zu müssen. Erst bei einer als dauerhaft eingestuften Wechselkursänderung wird man von Unternehmerseite Preisänderungen vornehmen, zumal diese immer mit Kosten verbunden sind.²² Solange aber die Unternehmen eine Wechselkursänderung als temporär einschätzen, verfolgen sie eine sogenannte Wait-And-See-Strategie und lassen die Preise unverändert.²³

III.2 Empirische Analyse

III.2.1 Schätzspezifikation

In Anlehnung an andere empirische Studien²⁴ leiten wir die Export- und Importpreisgleichungen im Rahmen eines Mark-Up-Modells ab. Hierbei unterstellt man, daß die Unternehmen eine Verschlechterung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit durch einen Abschlag auf ihren Mark-Up neutralisieren. Diese Vorgehensweise ermöglicht es, das Ausmaß des Pricing-To-Market der empirischen Analyse zugänglich zu machen und direkt mit Hilfe von Preisgleichungen zu schätzen.

²⁰ Meckl (1996) weist darauf hin, daß Wechselkursfluktuationen oligopolistisches Preisverhalten erschweren.

²¹ Vgl. Dohner (1984), Giovannini (1988), Delgado (1991), Kasa (1992).

²² Delgado (1991). Vergleichbar hierzu die Schlußfolgerung von Kasa (1992): "Finally, the model demonstrates that the critical factor affecting the degree of pricing-to-market is the relative importance of the transitory component of exchange rate fluctuations." Vgl. dazu auch Dohner (1984) S. 95 und Krugman (1989) S. 47.

²³ Zu ähnlicher Feststellung kommt auch Dixit (1989) S. 227.

²⁴ Helkie/Hooper (1987) S. 12, Athukorala (1991) S. 80, Athukorala/Menon (1994) S. 273, Menon (1996) S. 438.

Ausgangspunkt des Mark-Up-Modells sind exportierende Unternehmen, die ihren Exportpreis (in inländischer Währung) als Gewinnaufschlag auf ihre Stückkosten setzen:²⁵

$$(6) \quad PX = (1 + \pi) \cdot C$$

PX = Exportpreis (in inländischer Währung)
 π = Mark-Up
 C = inländisches Kostenniveau.

Das Mark-Up wiederum ist eine Funktion des Verhältnisses von Konkurrenzpreis und dem eigenen Preis der Unternehmen:

$$(7) \quad (1 + \pi) = \left(\frac{P^*}{W \cdot PX} \right)^\beta, \text{ mit } \beta \geq 0$$

P* = Konkurrenzpreis im Ausland (in ausländischer Währung)
 W = Außenwert der inländischen Währung.

(7) eingesetzt in (6) ergibt in logarithmierter Form:²⁶

$$(8) \quad px = \gamma \cdot (p^* - w) + (1 - \gamma) \cdot c,$$

$$\text{mit } \gamma = \frac{\beta}{1 + \beta}.$$

Für die Importpreise gilt analog:

$$(9) \quad pm = \lambda \cdot p + (1 - \lambda) \cdot (c^* - w)$$

pm = Importpreis (in inländischer Währung)
 p = Konkurrenzpreis im Inland (in inländischer Währung)
 c* = Kostenniveau im Ausland (in ausländischer Währung).

Der Koeffizient γ bzw. λ mißt, inwieweit sich die Unternehmen bei ihrer Preisgestaltung am Preis anderer Anbieter im Ausland orientieren. Ist $\gamma = 1$ ($\lambda = 1$), dann betreiben die Exporteure (Importeure) ein 100%iges Pricing-To-Market.²⁷ Orientieren sie sich bei der Preissetzung allein nach ihrer Kostensituation ($1 - \gamma = 1$, $1 - \lambda = 1$), dann ist 100%iges Exchange-Rate-Pass-Through gegeben. Der Importpreis (PM) bzw. der Exportpreis, in ausländischer Währung

²⁵ Theoretische Grundlage ist das 'Extended Dixit-Stiglitz-Modell'. Dornbusch (1987) S. 99 ff.

²⁶ Kleine Buchstaben signalisieren logarithmierte Größen.

²⁷ Der Grenzwert von γ und λ für $\beta \rightarrow \infty$ ist eins.

gerechnet $(PX \cdot W)^{28}$, bewegt sich im Gleichlauf zu den Wechselkursschwankungen. Zwischen diesen zwei Extremen ($0 < \gamma < 1$, $0 < \lambda < 1$) führen Wechselkursausschläge zur gleichzeitigen Variation der Gewinnmargen und Reaktion der Verkaufspreise. Ein Wert für den Pricing-To-Market-Koeffizient $\gamma = 0.3$ impliziert, daß auf eine 10%ige Aufwertung der Exporteur sein Mark-Up um 3% reduziert und seine Verkaufspreise im Ausland um 7% erhöht.

Nach Gleichung (8) und (9) müssen sich die Koeffizienten des Konkurrenzpreisniveaus und der Kostenvariable zu eins ergänzen. Diese theoretische Restriktion gewährleistet, daß eine proportionale Entwicklung des inländischen und ausländischen Preis- bzw. Kostenniveaus - d.h. der reale Außenwert bleibt konstant - ohne reale Auswirkungen auf den Außenhandel bleibt.²⁹

Da wir nicht die Preisfunktion eines einzelnen Unternehmens, sondern einer ganzen Volkswirtschaft schätzen und deshalb auf hochaggregierte Preis- bzw. Kostenindizes zurückgreifen müssen, tritt hier das sogenannte Indexaggregationsproblem auf. Mögliche Strukturverschiebungen aufgrund unterschiedlicher zugrundegelegter Warenkörbe werden in den meisten Fällen demzufolge zu einer Ablehnung der theoretischen Restriktion der Koeffizienten in Gleichung (8) und (9) führen.³⁰ Aus diesem Grund wird in den Preisgleichungen zusätzlich eine Trendvariable eingesetzt, um dem abweichenden Gewichtungsschema der verwendeten Preisindizes Rechnung zu tragen.

III.2.2 Schätzmethodik

Wie in neuerer Zeit üblich, untersuchen wir die Export- und Importpreisgleichung mit der Methode der Kointegrationsanalyse. Diese Technik ist besonders geeignet, die in den theoretischen Überlegungen zugrundegelegten, langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen zu überprüfen. Nachdem hier zuerst der erforderliche Integrationsgrad der verwendeten Zeitreihen untersucht wird, überprüft man in einem zweiten Schritt die Existenz einer Kointegrationsbeziehung mit Hilfe eines sogenannten Fehlerkorrekturmodells, welches Variablen in Form erster Differenzen verwendet. Zusätzlich werden beim zweistufigen Engle-Granger-Verfahren (Engle / Granger, 1987) die um ein Quartal verzögerten Residuen der separat in Niveauform

²⁸ In Verbindung mit der Bestimmungsgleichung für den Exportpreis in heimischer Währung (Gleichung (8)) erhält man für den Exportpreis in ausländischer Währung: $(px + w) = \gamma \cdot p^* + (1 - \gamma) \cdot (c + w)$.

²⁹ Die Abhängigkeit der realen Exporte von dem Verhältnis zwischen Exportpreis und Konkurrenzpreis sei gegeben durch folgende (logarithmierte) Gleichung $x = \alpha \cdot (p^* - w - px)$. In Verbindung mit Gleichung (8) und der Annahme, daß das inländische Kostenniveau (c) sich proportional zum inländischen Preisniveau (p) entwickelt, erhält man $x = \alpha \cdot (\gamma - 1) \cdot (p + w - p^*)$. Demnach sind die realen Exporte bzw. Importe und der reale Handelsbilanzsaldo eine Funktion des realen Außenwerts.

³⁰ Athukorala/Menon (1995) S. 536.

geschätzten Langfristregression als sogenannter Fehlerkorrekturterm aufgenommen, während die einstufige Vorgehensweise nach Stock (1987) die Kointegrationsbeziehung im Fehlerkorrekturmodell simultan schätzt. Damit wird eine Brücke geschlagen zwischen der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung und der kurzfristigen Anpassungsdynamik. Ein auf Basis der t-Werte signifikant negatives Vorzeichen des Fehlerkorrekturterms³¹ (α_1 in Gleichung (10)) signalisiert die Existenz eines stabilen langfristigen Gleichgewichts, wie es durch die Langfristbeziehung beschrieben wird, und deutet gleichzeitig darauf hin, daß bestehende Ungleichgewichte im Zeitablauf abgebaut werden.³²

$$(10) \quad \text{Fehlerkorrekturgleichung:} \quad \Delta y_t = \alpha_0 \cdot \Delta x_t + \alpha_1 \cdot \overbrace{(y_{t-1} - \beta_1 \cdot x_{t-1})}^{\text{Fehlerkorrekturterm}}$$

y_t = Abhängige Variable
 x_t = Unabhängige Variable.

Negativ ist beim Engle-Granger-Verfahren zu bemerken, daß vor allem in kleinen Stichproben die geschätzten Koeffizienten der Langfristregression (β_1 in Gleichung (10)) trotz der Superkonsistenz in der Verteilung verzerrt sind und keiner asymptotischen Normalverteilung folgen (sogenannter "small sample bias").³³ Diesen Nachteil vermeidet die Stock-Methode durch die simultane Schätzung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung und der kurzfristigen Anpassungsdynamik. Allerdings zeigt sich in ihrer praktischen Anwendung eine teilweise nicht unerhebliche Sensitivität gegenüber Multikollinearitätsproblemen.³⁴ Um den Stellenwert dieser Probleme für die Regressionsergebnisse abschätzen zu können, stellen wir die Ergebnisse beider Verfahren dar.³⁵ Zusätzlich berechnen wir noch für die Langfristkoeffizienten (β_1 in Gleichung (10)) des Stock-Ansatzes die t-Statistiken mit Hilfe der Bewley-transformierten Gleichung³⁶, da auf die herkömmlichen t-Werte des Engle-Granger-Verfahrens und der Stock-Methode die üblichen Signifikanztests aufgrund der Nichtstationarität der Regressoren nicht anwendbar sind.³⁷

³¹ Da der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms nicht standardverteilt ist, sind die von MacKinnon (1991) generierten kritischen Werte zu verwenden.

³² Kremers/Ericsson/Dolado (1992).

³³ Selbst bei einer Stichprobengröße von 50 Beobachtungspunkten sind noch erhebliche Verzerrungen zu registrieren. Siehe Kim (1994).

³⁴ Vgl. Gerdesmeier (1996) S. 25.

³⁵ Auf einen Einsatz eines Vector-Error-Correction-Modells nach der Johanson-Prozedur wird verzichtet, da die Ergebnisse dieser Methode eine sehr hohe Sensitivität bezüglich der zugrundegelegten Variablen und der gewählten Lagstruktur aufweisen. Hansen/Kim (1996).

³⁶ Scharnagl (1996) S. 21.

³⁷ West (1988).

III.2.3 Exportpreise

In Tabelle 4 sind die Schätzergebnisse der Exportpreisgleichung für den Zeitraum 1. Quartal 1975 bis 4. Quartal 1995 nach dem Stock-/Bewley-Verfahren den Resultaten auf der Basis der Engle/Granger-Methode gegenübergestellt. Die Langfristkoeffizienten des inländischen Kostenniveaus und des ausländischen Konkurrenzpreisniveaus (in inländischer Währung gerechnet) sind im Einklang mit den theoretischen Überlegungen in Kapitel III.2.1 restringiert. Bis zum 4. Quartal 1990 wird auf saisonbereinigte³⁸ Quartalsdaten für Westdeutschland zurückgegriffen, ab 1. Quartal 1991 auf die entsprechenden Zahlen für Gesamtdeutschland. Die abhängige Variable ist der deutsche Ausfuhrpreis auf der Basis des Laspeyres-Index, als Maß für das inländische Kostenniveau wird der deutsche Gesamtabsatzdeflator³⁹ und das ausländische Konkurrenzpreisniveau der Quotient aus ausländischem Gesamtabsatzdeflator und gewogenem nominalem Außenwert der D-Mark verwendet.⁴⁰ Die Schätzergebnisse beider Verfahren sind nahezu identisch, was für die Robustheit der hier gefundenen Beziehungen spricht. Danach betreiben die deutschen Exporteure langfristig weitgehend eine Politik des Exchange-Rate-Pass-Through. Auf lange Sicht wird eine Aufwertung der D-Mark zu 89% in den Verkaufspreisen im Ausland weitergereicht und nur zu 11% mittels einer Kompression der Gewinnmargen absorbiert. Langfristig ist das Pricing-To-Market demgemäß bei den deutschen Exporteuren nur schwach ausgeprägt.⁴¹

Der signifikante Dummy in den Schätzungen steht für den vereinigungsbedingten Bruch der Exportpreise und des inländischen Gesamtabsatzdeflators. Der "Vereinigungsdummy" wird hier nicht als eine reine (0,1)-Variable modelliert, sondern als 'gleitende' Variable, um den sukzessiven Preisanpassungen in Ostdeutschland gerecht zu werden. Der Wert des Dummys beträgt vom 1. Quartal 1975 bis einschließlich 4. Quartal 1990 null. Nach diesem Zeitpunkt wird er bis zum 3. Quartal 1994 logarithmisch an den Wert Eins herangeführt (siehe Schaubild 2), womit unterstellt wird, daß die Preisanpassung in Ostdeutschland bis Mitte 1994 weitgehend vollzogen war.

³⁸ Saisonbereinigung mit Hilfe der Prozedur "Ratio to Moving Average - Multiplicative" von Eviews (Version 2.0).

³⁹ Schätzgleichungen mit den Lohnstückkosten der Gesamtwirtschaft oder den Lohnstückkosten des verarbeitenden Gewerbes als Kostengröße für die Exportwirtschaft kommen aufgrund deren weitgehend parallelen Verlaufs zum Gesamtabsatzdeflator zu nahezu identischen Ergebnissen.

⁴⁰ Der ausländische Gesamtabsatzdeflator wird als geometrisches Mittel für die Gruppe der 18 Industrieländer ermittelt, wobei die Gewichte analog der Berechnung des gewogenen Außenwerts eingesetzt werden. Zu näheren Angaben über die Berechnungsmethode siehe Deutsche Bundesbank (1989).

⁴¹ Auch Willmann (1994) kommt bei sektoral disaggregierten Exportpreisschätzungen für Deutschland zu ähnlichen Ergebnissen.

Schaubild 2: Verlauf des 'gleitenden' Dummys

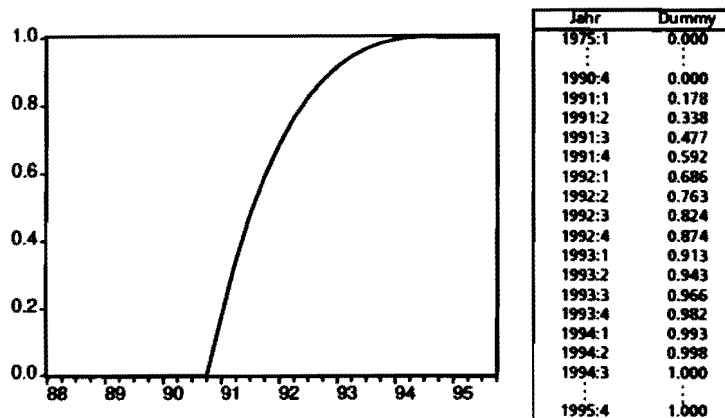


Tabelle 4: Schätzergebnisse für den Exportpreis (I/1975 - IV/1995)
(Konkurrenzpreis = ausl. Gesamtabsatzdeflator / Außenwert)

Langfristregression*	Stock/Bewley		Engle/Granger	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	4.64	(182.29)	4.64	-
Gesamtabsatzdeflator Inland	0.89	(23.27)	0.89	-
Gesamtabd. Ausl. / Außenwert	0.11	(3.02)	0.11	-
Trend	-0.00	(9.41)	-0.00	-
Dummy1	-0.07	(6.93)	-0.07	-
Kurzfristregression				
	Stock		Engle/Granger	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	-	-	0.00	(0.74)
d(Exportpreis(-1))	0.31	(3.95)	0.32	(4.38)
d(Dummy1)	-0.03	(2.47)	-0.04	(3.06)
d(Gesamtabsatzdef. Inland)	0.35	(3.91)	0.37	(4.26)
d(Gesamtabd. Ausl. / Außenwert)	0.10	(4.14)	0.10	(4.33)
Fehlerkorrekturterm	-0.22	(3.52)	-0.23	(3.62)
Teststatistiken				
Korr. R2	0.70		0.71	
SEE	0.00		0.00	
DW	1.96		1.98	
AR(4)	0.42		0.31	
ARCH(4)	5.38		4.62	
JB	16.17		19.39	
Cusum	stabil		stabil	
Cusum-Square	stabil		stabil	

*) Langfristkoeffizienten der beiden Preisvariablen sind auf eins restringiert.

Bei der Spezifizierung der Fehlerkorrekturgleichung werden die periodengleichen Werte der exogenen Variablen und die erste Verzögerung der endogenen Variable berücksichtigt. Wie aus Tabelle 4 zu sehen ist, kommt dem Pricing-To-Market erwartungsgemäß in der kurzen Frist eine relativ größere Bedeutung zu.⁴² Während Kostenveränderungen sich hier nur zu 35% in den Exportpreisen niederschlagen, erreicht das Pricing-To-Market schon innerhalb eines Quartals mit 10% fast sein langfristiges Niveau.⁴³ Der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms ist negativ und auf dem 10%-Niveau signifikant, so daß langfristig die Koeffizienten der Kointegrationsbeziehung zum Tragen kommen.

Der Erklärungsbeitrag der "Kurzfristgleichung" ist mit einem korrigierten Bestimmtheitsmaß von rund 70% relativ hoch. Die Gleichungen sind jeweils frei von Autokorrelation erster bis vierter Ordnung (Durbin-Watson-Statistik und Breusch-Godfrey-Test (LM(4))). In den Schätzungen liegt der Standardfehler (SEE) unter 0,5%. Der Cusum- und der Cusum-Square-Test deuten auf die Strukturkonstanz der Regressionskoeffizienten hin (Irrtumswahrscheinlichkeit < 10%). Jedoch zeigen die verwendeten Teststatistiken heteroskedastische (ARCH-Effekte) und nicht normalverteilte (Jarque-Bera-Test) Residuen an. Diese Verletzungen der Modellannahmen beruhen allerdings ausschließlich auf einer Unterschätzung der Exportpreisschwankungen während des zweiten Ölpreisschocks Anfang der achtziger Jahre. Ohne diese extremen Ausreißer zeigen die Teststatistiken das Vorliegen annahmungskonsistenter Residuen an. In 'Normalzeiten' scheint dieser Schätzansatz damit gut geeignet, die Entwicklung der Exportpreise nachzuzeichnen.⁴⁴

Kritisch läßt sich allerdings gegen die Wahl eines breit abgegrenzten Preisindex wie dem ausländischen Gesamtumsatzdeflator einwenden, daß er gerade hinsichtlich seiner Eignung als Konkurrenzpreis für deutsche Exportprodukte nicht zwischen handelbaren und nicht handelbaren Gütern differenziert. Nimmt man die ausländischen Erzeugerpreise als Maß für das Konkurrenzpreisniveau, ändern sich überraschenderweise die Regressionsergebnisse für den Exportpreis kaum (siehe Tabelle 5). Anscheinend trägt die signifikante negative Trendvariable in der Langfristregression der unterschiedlichen Gewichtung der handelbaren Güter im Warenkorb des ausländischen Gesamtumsatzdeflators und des ausländischen Erzeugerpreises angemessen Rechnung.⁴⁵

⁴² Befragungen des HWWA-Instituts ergaben, daß die Bereitschaft deutscher Exportunternehmen, eine wechselkursbedingte Kompression ihrer Gewinnmargen hinzunehmen, mit der Dauer der DM-Aufwertung abnimmt. Scharrer/Langer (1988) S. 475.

⁴³ In der Realität kann allerdings das "effektive" Pricing-To-Market-Verhalten möglicherweise noch ausgeprägter sein, da die Preisstatistik - obwohl auf Effektivpreisen basierend - nachverhandelte Preiszugeständnisse und andere Nebenleistungen nicht vollständig berücksichtigt.

⁴⁴ Zu einer Darstellung der hier angewandten Teststatistiken siehe Krämer (1995), Kapitel 3.3, S. 13 ff.

⁴⁵ Zur Begründung der Trendvariablen siehe Kapitel III.2.1, S. 11.

Tabelle 5: Schätzergebnisse für den Exportpreis (I/1975 - IV/1995)
(Konkurrenzpreis = ausl. Erzeugerpreise / Außenwert)

Langfristregression*	Stock/Bewley		Engle/Granger	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	4.65	(171.73)	4.64	-
Gesamtabsatzdeflator Inland	0.90	(24.66)	0.91	-
Erzeugerpr. Ausl. / Außenwert	0.10	(2.73)	0.09	-
Trend	-0.00	(8.04)	-0.00	-
Dummy1	-0.07	(5.95)	-0.07	-
Kurzfristregression				
	Stock		Engle/Granger	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	-	-	0.00	(1.73)
d(Exportpreis(-1))	0.26	(3.41)	0.29	(4.03)
d(Dummy1)	-0.02	(1.83)	-0.03	(2.60)
d(Gesamtabsatzd.)	0.29	(3.22)	0.32	(3.65)
d(Erzeugerpr. Ausl. / Außenwert)	0.11	(5.15)	0.11	(5.19)
Fehlerkorrekturterm	-0.19	(3.09)	-0.19	(3.15)
Teststatistiken				
Korr. R2	0.73		0.73	
SEE	0.00		0.00	
DW	1.94		1.97	
AR(4)	0.42		0.43	
ARCH(4)	3.91		2.99	
JB	17.08		22.28	
Cusum	stabil		stabil	
Cusum-Square	stabil		stabil	

*) Langfristkoeffizienten der beiden Preisvariablen sind auf eins restringiert.

Wie erwähnt, ist vor der Kointegrationsanalyse der Integrationsgrad der verwendeten Zeitreihen zu untersuchen. Wie aus Tabelle 6 ersichtlich, sind alle Variablen der Exportpreisschätzungen integriert vom Grade 1 (Irrtumswahrscheinlichkeit < 5%), das heißt, sie sind differenzstationär. Damit ist die Grundvoraussetzung zur Anwendung der hier angewendeten Verfahren erfüllt.

Tabelle 6: ADF-Test für die Variablen der Exportpreisgleichungen

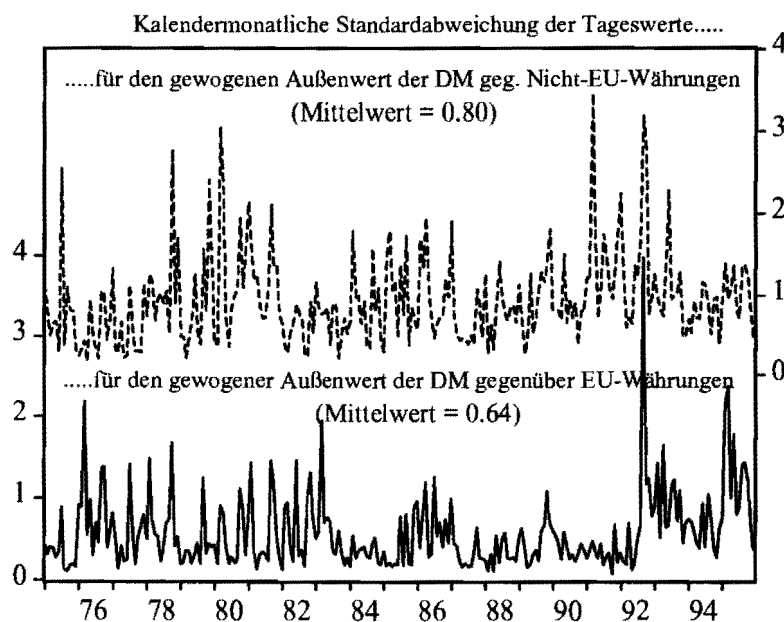
Variable (I/1975 - IV/1995)	Spezifikation 1)	Verzögerungen	t-Wert 2)
Exportpreis	C	1,2	-2.48
Gesamtabsatzdeflator Inland	C	1,2,3	-1.73
Gesamtabd. Ausl. / Außenw.	C	1	-2.12
Erzeugerpr. Ausl. / Außenw.	C	1	-1.85
d(Exportpreis)	C	0	-4.10
d(Gesamtabsatzdeflator Inland)	C	0	-6.79
d(Gesamtabd. Ausl. / Außenw.)	C	0	-5.87
d(Erzeugerpr. Ausl. / Außenw.)	C	0	-3.61

1) C = Konstante. - 2) Zu den den kritischen Werten siehe MacKinnon (1991).

III.2.3.1 Regionalspezifische Exportpreise

Nach Delgado (1991) steht die Wechselkursvolatilität in einem direkten Zusammenhang zur Pricing-To-Market-Strategie von Unternehmen. Bei starken und häufigen Wechselkurschwankungen steigt die Wahrscheinlichkeit, eine wechselkursbedingte Preisänderung später wieder zurücknehmen zu müssen. Daher werden in der Regel erst bei einer als dauerhaft eingestuften Wechselkursänderung seitens der Unternehmen Preisänderungen vorgenommen, zumal diese immer mit Kosten verbunden sind. Der Außenwert der D-Mark ist gegenüber Nicht-EU-Ländern im Durchschnitt volatiler (Irrtumswahrscheinlichkeit $< 1\%$) als gegenüber den EU-Ländern (siehe Schaubild 3). Dies läßt vermuten, daß das zu beobachtende Pricing-To-Market für Exporte außerhalb der EU ausgeprägter sein dürfte als innerhalb der Gemeinschaft.

Schaubild 3: Volatilität des Außenwerts der D-Mark



Einen gegenteiligen Zusammenhang würde man aufgrund theoretischer Überlegungen erwarten, die als entscheidende Determinanten für das Pricing-To-Market auf das Wettbewerbsverhalten von Unternehmen abstellen. Danach begünstigt ein oligopolistisches Preisverhalten, d.h. bei der eigenen Preispolitik fließen Erwartungen hinsichtlich der Preisreaktionen des Konkurrenten mit ein, Pricing-To-Market.⁴⁶ Eine oligopolistische Verhaltensweise ist wiederum das

⁴⁶ Dornbusch (1987).

Ergebnis eines Erfahrungsprozesses. Eine transparent gewordene Umwelt erleichtert die Identifikation der Aktions-Reaktionsverbundenheit zwischen verschiedenen Konkurrenten.⁴⁷ Allerdings wird die Transparenz auf Auslandsmärkten nicht zuletzt durch Wechselkursbewegungen eingeschränkt. Je größer die Wechselkursfluktuationen sind, desto schwieriger wird es für Unternehmen, Aktionen der Wettbewerber als Reaktion auf das eigene Preisverhalten zu bewerten.⁴⁸ Diese Argumentationskette liefert damit einen Erklärungsansatz, warum das Pricing-To-Market für Exporte in die EU eher anzutreffen ist als für Exporte in Nicht-EU-Länder.

Tabelle 7: ADF-Test für die Variablen der regionalspezifischen Exportpreisgleichungen

Variable (I/1975 - IV/1995)	Spezifikation 1)	Verzögerungen	t-Wert 2)
Exportpreis EU	C	1	-2.14
Exportpreis Nicht-EU	C	1	-2.05
Gesamtabsatzdeflator Inland	C	1,2,3	-1.73
Gesamtabd. EU / Außenwert EU	C	1	-1.83
Gesamtabd. Nicht-EU / Außenw. Nicht-EU	C	1	-2.07
d(Exportpreis EU)	C	0	-3.90
d(Exportpreis Nicht-EU)	C	0	-4.75
d(Gesamtabsatzdeflator Inland)	C	0	-6.79
d(Gesamtabd. EU / Außenwert EU)	C	0	-6.20
d(Gesamtabd. Nicht-EU / Außenw. Nicht-EU)	C	0	-5.66

1) C = Konstante.- 2) Zu den den kritischen Werten siehe MacKinnon (1991).

Um diese beiden konkurrierenden Hypothesen zu testen, werden die Exportpreise (mit Hilfe des Stock-/Bewley-Verfahrens⁴⁹) separat für die deutsche Warenausfuhr in die EU⁵⁰ und außerhalb der EU geschätzt (siehe Tabelle 8). (Eine europäisch homogenere Währungsgruppe, wie z.B. eine Beschränkung auf EWS-Währungen, konnte nicht gebildet werden, da vom Statistischen Bundesamt keine Exportpreisreihe in dieser Abgrenzung angeboten wird.) Die entsprechenden Resultate der Stationaritätstests finden sich in Tabelle 7. Bei der Spezifizierung der Fehlerkorrekturgleichung werden auch hier die periodengleichen Werte der exogenen Variablen und die erste Verzögerung der endogenen Variable berücksichtigt.

⁴⁷ Heuß (1966).

⁴⁸ Meckl (1996).

⁴⁹ Die Ergebnisse des zweistufigen Engle/Granger-Verfahren wie auch die Schätzergebnisse mit den ausländischen Erzeugerpreisen als Maß für das Konkurrenzpreisniveau werden nicht gesondert dargestellt, da die geschätzten Koeffizienten nahezu identisch mit den in Tabelle 8 präsentierten Parametern sind.

⁵⁰ Die EU umfaßt hier folgende Ländergruppe: Belgien, Spanien, Frankreich, Großbritannien, Holland, Italien, Dänemark, Griechenland, Portugal, Irland; die Nicht-EU repräsentiert alle übrigen Länder.

Tabelle 8: Schätzergebnisse für die regionalspezifischen Exportpreise
(Schätzzeitraum: I/1975 - IV/1995)

Langfristregression*	Exportpreis EU		Exportpreis Nicht-EU	
(Stock/Bewley)	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	4.68	(396.48)	4.63	(128.63)
Gesamtabsatzdeflator Inland	0.91	(53.27)	0.89	(16.19)
Gesamtabd. Ausl. / Außenwert	0.09	(5.27)	0.11	(2.00)
Trend	-0.00	(15.58)	-0.00	(6.80)
Dummy1	-0.08	(12.62)	-0.06	(4.89)
Kurzfristregression				
(Stock)	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
d(Exportpreis(-1))	0.41	(5.62)	0.27	(3.08)
d(Dummy1)	-0.03	(1.95)	-0.03	(1.86)
d(Gesamtabsatzdef. Inland)	0.45	(4.90)	0.31	(2.84)
d(Gesamtabd. Ausl. / Außenwert)	0.04	(2.85)	0.09	(2.65)
Fehlerkorrekturterm	-0.31	(5.16)	-0.24	(3.86)
Teststatistiken				
Korr. R2		0.70		0.59
SEE		0.00		0.00
DW		2.16		1.95
AR(4)		0.52		0.50
ARCH(4)		0.94		1.80
JB		3.07		0.54
Cusum		stabil		stabil
Cusum-Square		stabil		stabil

*) Langfristkoeffizienten der beiden Preisvariablen sind auf eins restringiert.

Die Schätzergebnisse der beiden langfristigen regionalspezifischen Exportpreisgleichungen zeigen sowohl untereinander als auch gegenüber den Ergebnissen für den Gesamt-Exportpreis keine nennenswerten Unterschiede (siehe Tabelle 8). Unabhängig von der regionalen Abgrenzung wird eine Kostenerhöhung zu rund 90% in den Exportpreisen weitergereicht und nur zu 10% mittels Kürzung der Gewinnmargen absorbiert.

Regionalspezifisches Verhalten ist allein kurzfristig zu beobachten. Die Nicht-EU-Exporteure erscheinen hier deutlich wechselkurssensibler als ihre EU-Pendants. Sie gleichen eine 10%ige Aufwertung durch eine 1%ige Reduktion der Gewinnmargen aus, während die EU-Exporteure diese Aufwertung nur zu 0,5% durch eine Verringerung der Handelsspanne neutralisieren. Auch eine Veränderung der Kostensituation wird von diesen beiden Gruppierungen preispolitisch unterschiedlich umgesetzt. Eine 10%ige Kostenerhöhung führt bei den Preisen für EU-Exportgüter schon im ersten Quartal zu einem Preisanstieg von 4,5%, während sich die Preise für Abnehmer außerhalb der EU nur um rund 3% erhöhen. Darüber hinaus passen sich die EU-Exporteure schneller dem langfristigen, vornehmlich kostendeterminierten "Gleichgewichts"-Preis an. Ungleichgewichte zwischen augenblicklichem Verkaufspreis und 'dauerhaftem' Preis

werden hier pro Quartal um rund 30% abgebaut; bei den Nicht-EU-Exporteuren beträgt die Anpassung nur ungefähr 25%.

In Relation zueinander erscheint das kurzfristige Preisverhalten der beiden Gruppierungen auffallend unterschiedlich. Man würde die Schätzergebnisse allerdings überinterpretieren, sähe man hierin die oben diskutierte Hypothese eines positiven Zusammenhangs zwischen Pricing-To-Market und Wechselkursvolatilität bestätigt. Statistisch betrachtet ist der Unterschied im Preisverhalten als nicht signifikant einzustufen und kann als Grundlage für darauf aufbauende Hypothesentests nicht dienen. Anscheinend umfaßt die EU-Abgrenzung noch zu heterogene Währungsverläufe. Aufgrund dieser geringen regionalspezifischen Unterschiedlichkeit wird bei der Simulation der Handelsbilanzreaktionen auf Wechselkursänderungen die Exportpreisfunktion nicht regional unterteilt spezifiziert, sondern es wird auf die Gesamtexportpreisfunktionen (siehe Tabelle 4/5) zurückgegriffen.

III.2.4 Importpreise

Zur Schätzung der deutschen Einfuhrpreise wurde zunächst in Anlehnung an die Spezifizierung der Exportpreise, auf den theoretischen Ansatz in Kapitel III.2.1 Gleichung 9 zurückgegriffen, wonach der Importpreis eine Funktion des ausländischen Kostenniveaus (in heimischer Währung gerechnet) und des inländischen Konkurrenzpreisniveaus ist. Allerdings ließen die Schätzergebnisse auf der Basis dieses Ansatzes keine stabile Kointegrationsbeziehung erkennen. Weiterhin war -unabhängig von den zugrundegelegten Preisreihen - der Koeffizient des inländischen Konkurrenzpreises in allen Fällen nicht signifikant von null bzw. der Parameter des ausländischen Kostenniveaus nicht signifikant von eins verschieden. Anscheinend betreiben die Importeure kein Pricing-To-Market, sondern ihre Preispolitik ist vollständig kostenorientiert. Möglicherweise kommt in diesen Ergebnissen die hohe Wettbewerbsintensität für deutsche Exporteure auf dem Weltmarkt zum Ausdruck, weshalb sie zu Preiszugeständnissen eher bereit sind als vergleichsweise die Importeure im deutschen Markt. Aus diesem Grund wird folgender Schätzansatz für die deutschen Einfuhrpreise gewählt (in logarithmierter Form).⁵¹

$$(11) \quad pm = \alpha \cdot (c^* - w) + \beta \cdot (roh - w_s)$$

pm	= Importpreise
c*	= ausländisches Kostenniveau
w	= Gewogener nominaler Außenwert der D-Mark
w _s	= Nominaler Außenwert der D-Mark gegenüber dem US-Dollar
roh	= Energierohstoffpreis in Dollar gerechnet.

⁵¹ Kleine Buchstaben signalisieren logarithmierte Größen.

Im Schätzansatz wird der Langfristkoeffizient des ausländischen Kostenniveaus (α) auf eins restringiert. Hiermit unterstellen wir eine langfristige Proportionalität zwischen Kostenniveau im Ausland und Einfuhrpreis. Gleichzeitig wird in die Kointegrationsbeziehung eine nicht-stationäre "Rohstoffvariable" aufgenommen, die für die Abhängigkeit der deutschen Einfuhrpreise von der Preisentwicklung auf den Energierohstoffmärkten steht.⁵²

Tabelle 9: ADF-Test für die Variablen der Importpreisgleichungen

Variable (I/1975 - IV/1995)	Spezifikation 1)	Verzögerungen	t-Wert 2)
Importpreis	C	1	-2.46
Energierohstoffpreis (in DM)	N	1	-1.47
Gesamtabd. Ausl. / Außenw.	C	1	-2.12
d(Importpreis)	N	0	-4.60
d(Energierohstoffpreis (in DM))	N	0	-7.01
d(Gesamtabd. Ausl. / Außenw.)	C	0	-5.87

1) N = Keine Konstante, C = Konstante. - 2) Zu den den kritischen Werten siehe MacKinnon (1991).

Wie aus Tabelle 9 ersichtlich sind alle Variablen differenzenstationär (Irrtumswahrscheinlichkeit < 5%). Bei der Spezifizierung der Fehlerkorrekturgleichung werden zunächst wie schon bei der Schätzung der Exportpreise die periodengleichen Werte der exogenen Variablen und die erste Verzögerung der endogenen Variable berücksichtigt. Danach werden weitere signifikante endogene und exogene Variablen bis zur maximal vierten Verzögerung in die Schätzgleichung mitaufgenommen, bis die Autokorrelation in den Residuen beseitigt ist.

Die der Schätzung zugrundegelegten saisonbereinigten⁵³ Zeitreihen sind für die abhängige Variable der deutsche Einfuhrpreis auf der Basis des Laspeyres-Index, für das ausländische Kostenniveau der Quotient aus ausländischem Gesamtabsatzdeflator und gewogenem nominalem Außenwert der D-Mark und für die "Rohstoffvariable" der Quotient aus dem HWWA-Index für Energierohstoffe auf US-Dollarbasis und dem nominalen Außenwert der D-Mark gegenüber dem US-Dollar. In der Kurzfristregression wurde der inländische Gesamtabsatzdeflator als Maß für das Konkurrenzpreisniveau aufgenommen, um kurzfristiges Pricing-To-Market-Verhalten aufdecken zu können.

⁵² Schätzungen mit breiter definierten Rohstoffpreisindizes führten zu ähnlichen Ergebnissen. Siehe dazu auch Deutsche Bundesbank (1988) S. 35.

⁵³ Saisonbereinigung mit Hilfe der Prozedur "Ratio to Moving Average - Multiplicative" von Eviews (Version 2.0).

Die Schätzergebnisse sind in Tabelle 10 dargestellt. Das das Stock-/Bewley- und Engle/Granger-Verfahren liefern wiederum nahezu deckungsgleiche Ergebnisse. Der Anteil der erklärten Streuung an der Gesamtstreuung beträgt in beiden Fällen über 80%. Die Teststatistiken bestätigen das Vorhandensein von unkorrelierten, homoskedastischen und normalverteilten Residuen und die Strukturkonstanz des Schätzansatzes.

Tabelle 10: Schätzergebnisse für den Importpreis (I/1975 - IV/1995)

Langfristregression	Stock/Bewley		Engle/Granger	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	4.23	(140.21)	4.20	-
Gesamtabd. Ausl. / Außenwert	1.00	(restringiert)	1.00	(restringiert)
Energierohstoffpreis	0.09	(5.22)	0.10	-
Trend	-0.00	(9.67)	-0.00	-
Dummy1	0.05	(1.69)	0.02	-
Kurzfristregression				
	Stock		Engle/Granger	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	-	-	0.00	(0.54)
d(Importpreis(-1))	0.46	(5.44)	0.46	(5.46)
d(Importpreis(-3))	0.12	(2.00)	0.12	(2.10)
d(Dummy1)	-0.06	(1.54)	-0.07	(2.17)
d(Energierohstoffpreis)	0.09	(6.66)	0.09	(7.24)
d(Gesamtabd. Ausl. / Außenw.)	0.47	(6.24)	0.46	(6.32)
d(Gesamtabd. Ausl.(-1) / Außenw.(-1))	-0.17	(2.06)	-0.19	(2.38)
d(Gesamtabd. Ausl.(-4) / Außenw.(-4))	-0.25	(3.88)	-0.26	(4.28)
d(Gesamtabs. Inland)	0.60	(2.12)	0.71	(2.72)
d(Gesamtabs. Inland(-1))	-0.61	(2.19)	-0.52	(1.99)
ECT(-1)	-0.18	(3.40)	-0.19	(3.41)
Teststatistiken				
Korr. R2	0.83		0.84	
SEE	0.01		0.01	
DW	1.78		1.76	
AR(4)	0.46		0.43	
ARCH(4)	2.62		1.71	
JB	0.35		0.03	
Cusum	stabil		stabil	
Cusum-Square	stabil		stabil	

Langfristig wie auch kurzfristig sind die Energiepreis- und Kostenentwicklung im Ausland die dominanten Erklärungsgrößen der deutschen Einfuhrpreise. Der signifikant positive Koeffizient des inländischen Gesamtabsatzdeflatoren in der Kurzfristregression deutet darauf hin, daß die Importeure Wechselkursschwankungen im ersten Moment größtenteils durch Variationen der Gewinnmargen neutralisieren. Obwohl absolut betrachtet dieser Koeffizient erheblich größer

ist als sein Pendant in der Exportpreisgleichung, sind sie statistisch nicht signifikant verschieden (Irrtumswahrscheinlichkeit < 5%). Anscheinend ist in kurzer Frist die Bedeutung des Pricing-To-Market auf der Export- und Importseite ähnlich.

Der Langfristkoeffizient des ausländischen Preisniveaus wurde, wie oben erwähnt, bei der Schätzung der Einfuhrpreise a-priori auf eins gesetzt. Dies impliziert langfristig ein 100%iges Exchange-Rate-Pass-Through, d.h. Kostenerhöhungen werden von den Importeuren auf lange Sicht vollständig in den Preisen weitergereicht. Diese vorab gesetzte Annahme wird durch nicht restringierte Schätzungen gerechtfertigt. Statistische Testverfahren zeigen hier, daß der "frei" geschätzte Koeffizient nicht signifikant von eins verschieden ist.

Nimmt man die inländischen Erzeugerpreise statt des Gesamtabsatzdeflators als Maß für das Konkurrenzpreisniveau, ändern sich in der Kurzfristgleichung die Schätzergebnisse nur unwesentlich. Auch eine regionalspezifische Unterteilung, analog zur Schätzung der Exportpreise, bringt keinen Informationsgewinn. Auf eine gesonderte Darstellung der Ergebnisse wird deshalb verzichtet.

IV. Die Mengenreaktion

IV.1 Theoretische Vorüberlegungen

Theoretisch kann man die Determinanten der Warenimporte bzw. -exporte bei heterogenen Austauschgütern⁵⁴ aus produktionstheoretischen Modellen ableiten.⁵⁵ Grundannahme für die Ableitung einer Importnachfragefunktion nach Produktionsfaktoren sei hier eine CES-Produktionsfunktion,⁵⁶ die einen funktionalen Zusammenhang zwischen den im Inland eingesetzten, inländischen und importierten Faktormengen (H, M) und der erzielten Produktionsmenge Y herstellt:⁵⁷

⁵⁴ Zur Diskussion von Importnachfragefunktionen bei homogenen Austauschgütern siehe Goldstein/Khan (1985) S. 1050 ff.

⁵⁵ Siehe dazu Sandermann (1975) S. 41 ff. Zur nutzentheoretischen Fundierung der Importnachfrage siehe beispielsweise Armington (1969) und Gregory (1971). Unter bestimmten Annahmen kommt man hier zu ähnlichen Schlußfolgerungen wie bei der produktionstheoretischen Begründung der Importnachfrage. Siehe dazu Sandermann (1975) S. 45 ff.

⁵⁶ Diese produktionstheoretische Fundierung mit Hilfe einer CES-Produktionsfunktion stellt hier nicht, wie z.B. die Produktionspotentialschätzung der Deutschen Bundesbank (1995), auf Potentialgrößen ab. In diesem Fall wäre eine sinnvolle Interpretation der abgeleiteten Importnachfrage nicht möglich, da die "potentiellen" Importe statistisch nicht faßbar sind.

⁵⁷ Dieser theoretische Ansatz begründet nicht nur eine Nachfrage nach importierten Vorprodukten, sondern auch eine Nachfrage nach importierten Endprodukten, wenn man letztere als Vorprodukte des Handels auffaßt.

$$(12) \quad Y = (\alpha_1 \cdot H^{-\sigma} + \alpha_2 \cdot M^{-\sigma})^{-\frac{1}{\sigma}}.$$

Die Koeffizienten α_1 und α_2 stellen die Verteilungsparameter der beiden Produktionsfaktoren dar. Die Skalanelastizität ist φ , die Substitutionselastizität entspricht $(-1/(1+\sigma))$. Betrachtet man die Volkswirtschaft als "repräsentative Firma", dann entspricht bei gewinnmaximierendem Verhalten der von der letzten Einheit eines Faktors (δH , δM) geschaffene Wert der zusätzlichen Produktion ($P \cdot \delta Y$) gerade dem Preis dieses Faktors (PH , PM):

$$(13) \quad P \cdot \frac{\delta Y}{\delta M} = PM, \text{ bzw. } P \cdot \frac{\delta Y}{\delta H} = PH.$$

Gleichung (13) in Verbindung mit Gleichung (12) ergibt logarithmiert folgende Importnachfragefunktion:⁵⁸

$$(14) \quad m = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 \cdot y - \varepsilon_2 \cdot (pm - p),$$

$$\text{mit } \varepsilon_0 = \frac{1}{1+\sigma} \cdot \log(\alpha_2 \cdot \varphi), \quad \varepsilon_1 = \frac{\varphi + \sigma}{\varphi \cdot (1+\sigma)}, \quad \varepsilon_2 = \frac{1}{1+\sigma}.$$

Die (realen) Importe sind demnach eine Funktion der inländischen (realen) Aktivität und der Relation zwischen Importpreis und Inlandspreisniveau.⁵⁹ Resultiert die Importnachfrage des Auslands aus den gleichen produktionstheoretischen Überlegungen, erhält man als (logarithmierte) heimische Exportnachfrage analog:

$$(15) \quad x = \eta_0 + \eta_1 \cdot y^* - \eta_2 \cdot (px - (p^* - w))$$

x	= Exporte (real)
y^*	= Ausländische Aktivitätsvariable (real)
px	= Exportpreis
p^*	= Auslandspreisniveau
w	= Außenwert der inländischen Währung.

Die im vorhergehenden Kapitel geschätzten Preisgleichungen implizieren eine unendliche Preiselastizität des Export-/Importangebots, da die Export-/Importpreise allein durch die Kosten und die Konkurrenzpreise bestimmt werden und infolgedessen unabhängig von der angebotenen Menge sind. Durch diese Annahme ist es möglich, Export- und Importmengen als ausschließlich nachfragedeterminiert zu betrachten und sie nur mittels einer Nachfragefunktion

⁵⁸ Kleine Buchstaben signalisieren logarithmierte Größen.

⁵⁹ Diese Art von aggregierter Importfunktion geht davon aus, daß die Importanteile der Sektoren im Zeitablauf konstant sind. Zur Modellierung der Importnachfrage mit variablen Importanteilen der Sektoren siehe Schleiper (1984).

zu spezifizieren und zu schätzen.⁶⁰ Die Export-/Importnachfrage in Verbindung mit der jeweiligen Preisbestimmungsgleichung unterstellt somit folgendes (rekursives) Marktmodell: Der Anbieter setzt vorab seine kosten- und konkurrenzpreis determinierten Verkaufspreise und produziert die dazu erwarteten Absatzmengen. Ist die tatsächlich nachgefragte Menge höher (niedriger) als erwartet, reagiert er kurzfristig mit Lagerabbau (Lageraufbau) oder Erhöhung (Kürzung) der Lieferfristen; langfristig paßt er jedoch immer seine Kapazitäten der Nachfrage an.⁶¹

IV.2 Empirische Ergebnisse

Wie schon bei der Schätzung der Preisgleichungen untersuchen wir die Import-/Exportnachfrage mit Hilfe eines Fehlerkorrekturmodells nach der Engle/Granger- und der Stock-/Bewley-Methode. Bis zum 4. Quartal 1990 greifen wir auf saisonbereinigte⁶² Quartalsdaten für Westdeutschland zurück, ab dem 1. Quartal 1991 auf die entsprechenden Reihen für Gesamtdeutschland.

Bei der Spezifizierung der Fehlerkorrekturgleichung werden zunächst die periodengleichen Werte der exogenen Variablen und die erste Verzögerung der endogenen Variable berücksichtigt. Danach werden solange weitere signifikante endogene und exogene Variablen bis zur maximal vierten Lagordnung in die Schätzgleichung mitaufgenommen und insignifikante Variablen gleichzeitig wieder entfernt, bis die Autokorrelation in den Residuen beseitigt ist.

IV.2.1 Importnachfrage

Für die Schätzung der Importnachfrage wird als zu erklärende Variable die deutsche Wareneinfuhr in der Abgrenzung des Spezialhandels (cif) herangezogen, die auf der Basis der deutschen Einfuhrpreise (auf der Basis des Laspeyres-Index) preisbereinigt ist. Das reale Bruttoinlandsprodukt repräsentiert die inländische Aktivitätsvariable⁶³, die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der importierten Produkte wird durch die Relation Einfuhrpreis zu inländischem Gesamtabsatzdeflator wiedergegeben. Da der Gesamtabsatzdeflator auch die Preise nicht handelbarer Güter enthält, die vielleicht in einer weniger ausgeprägten Konkurrenzbeziehung zu impor-

⁶⁰ Orcutt (1950) S. 120 und Goldstein/Khan (1985) S. 1071 f.

⁶¹ Hammersland (1996) S. 4.

⁶² Saisonbereinigung mit Hilfe der Prozedur "Ratio to Moving Average - Multiplicative" von Eviews (Version 2.0).

⁶³ Zur Diskussion der adäquaten Aktivitätsvariable siehe Fischer (1995) S. 433.

tierten Waren stehen, wird die Importnachfrage alternativ mit dem Quotienten aus Importpreis und inländischem Erzeugerpreis als Maß für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit geschätzt. Weiterhin wird in die Schätzgleichung eine Sprungdummy für den vereinigungsbedingten Bruch der realen Importe und des realen Bruttoinlandsprodukts aufgenommen, dessen Wert vom 1. Quartal 1975 bis einschließlich dem 4. Quartal 1990 null, anschließend eins beträgt. Einen zusätzlichen Sprungdummy setzt man auch für den statistischen Bruch in der Erfassung des deutschen Warenverkehrs durch Vollendung des Europäischen Binnenmarkts Anfang 1993 ein, wodurch sich die zeitliche Zuordnung der Lieferungen und Bezüge geändert hat.⁶⁴ Der Wert dieses "Binnenmarkt"-Dummys ist bis einschließlich dem 4. Quartal 1992 null, danach eins.

Tabelle 11: Schätzergebnisse für die Importnachfrage (I/1975 - IV/1995)
(Preisvariable = Importpreis / Gesamtabsatzdeflator)

Langfristregression	Stock/Bewley		Engle/Granger	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	2.68	(6.58)	2.53	-
Dummy1 (Vereinigung)	-0.11	(7.01)	-0.11	-
Dummy2 (Binnenmarkt)	-0.07	(5.48)	-0.09	-
Importpreis/Gesamtabsatzdeflator	-0.18	(4.52)	-0.17	-
Bruttoinlandsprodukt (real)	1.90	(43.11)	1.92	-
Kurzfristregression				
	Stock		Engle/Granger	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
d(Importe real(-2))	0.21	(2.84)	0.19	(2.85)
d(Importe real(-4))	0.13	(1.89)	0.12	(1.80)
d(Dummy1)	-0.05	(1.81)	-0.05	(2.01)
d(Dummy2)	-0.09	(4.23)	-0.10	(5.01)
d(Bruttoinlandsprodukt (real))	1.51	(7.49)	1.51	(8.76)
Fehlerkorrekturterm	-0.76	(6.49)	-0.77	(6.89)
Teststatistiken				
Korr. R2	0.63		0.65	
SEE	0.02		0.02	
DW	2.17		2.09	
AR(4)	1.09		0.44	
ARCH(4)	0.60		0.82	
JB	0.56		0.53	
Cusum	stabil		stabil	
Cusum-Square	stabil		stabil	

⁶⁴ Deutsche Bundesbank (1993) S. 65.

In den Tabellen 11 und 12 sind die Schätzergebnisse für die deutsche Importnachfrage dargestellt. Unabhängig von dem gewählten Verfahren und dem verwendeten preislichen Wettbewerbsindikator sind die Resultate weitestgehend äquivalent. Die langfristige Preiselastizität ist mit rund -0,2 signifikant, aber erstaunlich niedrig. In der kurzen Frist ist dagegen keine signifikante Preisreaktion der Importnachfrage feststellbar. Die "treibende" Kraft der Importnachfrage ist die inländische Aktivität. Ein 1%iges Wachstum des realen Bruttoinlandsprodukts führt langfristig zu einer Erhöhung der Importe real um fast 2%. In diesem Wert spiegelt sich die zunehmende Einbindung Deutschlands in die internationale Arbeitsteilung wider. Der auch kurzfristig hohe Erklärungsgehalt des Bruttoinlandsprodukts steht zudem für die Abhängigkeit der deutschen Importentwicklung von der inländischen konjunkturellen Lage.

Tabelle 12: Schätzergebnisse für die Importnachfrage (I/1975 - IV/1995)
(Preisvariable = Importpreis / Erzeugerpreis)

Langfristregression	Stock/Bewley		Engle/Granger	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	1.62	(6.13)	1.52	-
Dummy1 (Vereinigung)	-0.12	(6.85)	-0.11	-
Dummy2 (Binnenmarkt)	-0.06	(4.86)	-0.08	-
Importpreise/Erzeugerpreise	-0.22	(4.32)	-0.20	-
Bruttoinlandsprodukt (real)	1.92	(43.64)	1.94	-
Kurzfristregression				
	Stock		Engle/Granger	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
d(Importe real(-2))	0.20	(2.74)	0.19	(2.78)
d(Importe real(-4))	0.13	(1.91)	0.12	(1.84)
d(Dummy1)	-0.05	(1.77)	-0.05	(1.99)
d(Dummy2)	-0.09	(4.12)	-0.10	(4.88)
d(Bruttoinlandsprodukt (real))	1.49	(7.36)	1.50	(8.67)
Fehlerkorrekturterm	-0.75	(6.40)	-0.75	(6.78)
Teststatistiken				
Korr. R2	0.63		0.64	
SEE	0.02		0.02	
DW	2.18		2.10	
AR(4)	1.31		0.54	
ARCH(4)	0.64		0.78	
JB	0.55		0.56	
Cusum	stabil		stabil	
Cusum-Square	stabil		stabil	

Der Anteil der erklärten Streuung an der Gesamtstreuung beträgt in allen Fällen über 60%. Gemäß dem Cusum- und Cusum-Square-Test sind die Regressionskoeffizienten im Zeitablauf stabil. Darüber hinaus attestieren die Teststatistiken die Existenz von unkorrelierten, varianz-

gleichen und normalverteilten Residuen. Gleichzeitig sind alle Variablen, wie aus Tabelle 13 ersichtlich, differenzenstationär.

Tabelle 13: ADF-Test für die Variablen der Importnachfrage

Variable (I/1975 - IV/1995)	Spezifikation 1)	Verzögerungen	t-Wert 2)
Importe real	C	2	-0.66
Bruttoinlandsprodukt	C	1	-0.18
Importpreis / inl. Gesamtabsatzdefl.	C	2	-0.64
Importpreis / inl. Erzeugerpreise	C	2	-0.89
d(Importe real)	C	1	-5.57
d(Bruttoinlandsprodukt)	C	1	-6.60
d(Importpreis / inl. Gesamtabsatzdefl.)	N	2	-3.15
d(Importpreis / inl. Erzeugerpreise)	N	2	-3.66

1) N = Keine Konstante, C = Konstante.- 2) Zu den den kritischen Werten siehe MacKinnon (1991).

IV.2.2 Exportnachfrage

Als abhängige Variable dient für die Schätzung der Exportnachfrage die deutsche Warenausfuhr in der Abgrenzung des Spezialhandels (fob), die mit dem deutschen Ausfuhrpreis (auf der Basis des Laspeyres-Index) deflationiert wird. Als ausländische Aktivitätsvariable böte es sich an, in Übereinstimmung mit der Importnachfrage einen gewogenen Index des ausländischen Bruttoinlandsprodukts zu verwenden. Um die mit dieser Vorgehensweise verbundene Aggregationsproblematik zu umgehen, greifen wir statt dessen auf das Welthandelsvolumen zurück, welches im Beobachtungszeitraum ungefähr doppelt so schnell wuchs wie das deutsche (reale) Bruttoinlandsprodukt. Den preislichen Wettbewerbsindikator bilden wir analog zur Importnachfrage. In der Schätzgleichung kommt demgemäß der (logarithmierte) Quotienten aus Ausfuhrpreis (auf der Basis des Laspeyres-Index) und ausländischem Gesamtabsatzdeflator bzw. alternativ das Verhältnis Ausfuhrpreis zu ausländischem Erzeugerpreis zur Anwendung. Alle Variablen erfüllen die Voraussetzung der Nichtstationarität (siehe Tabelle 14).

Tabelle 14: ADF-Test für die Variablen der Exportnachfrage

Variable (I/1975 - IV/1995)	Spezifikation 1)	Verzögerungen	t-Wert 2)
Exporte real	C	1	-1.76
Welthandelsvolumen	C	1	0.52
Exportpr. / ausl. Gesamtabd. / Außenw.	C	1	-2.00
Exportpr. / ausl. Erz.-Pr. / Außenw.	C	1	-1.72
d(Exporte real)	C	1	-6.47
d(Welthandelsvolumen)	C	1	-5.31
d(Exportpr. / ausl. Gesamtabd. / Außenw.)	N	0	-6.49
d(Exportpr. / ausl. Erz.-Pr. / Außenw.)	N	0	-6.60

1) N = Keine Konstante, C = Konstante. - 2) Zu den den kritischen Werten siehe MacKinnon (1991).

Tabelle 15: Schätzergebnisse für die Exportnachfrage (I/1975 - VI/1995)
(Preisvariable = Exportpreis / ausl. Gesamtabd. / Außenwert)

Langfristregression	Stock/Bewley		Engle/Granger	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	13.73	(31.42)	13.22	-
Dummy1 (Vereinigung)	-0.08	(4.52)	-0.07	-
Dummy2 (Binnenmarkt)	-0.08	(4.04)	-0.10	-
Exportpr. / ausl. Gesamtabd. / Außenw.	-0.87	(10.48)	-0.79	-
Welthandelsvolumen	0.80	(25.23)	0.83	-
Kurzfristregression	Stock		Engle/Granger	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
d(Exporte real(-1))	-0.20	(2.48)		
d(Exporte real(-2))			0.14	(1.89)
d(Dummy2)	-0.06	(2.23)	-0.07	(2.86)
d(Welthandelsvolumen)	0.68	(4.26)	0.69	(5.61)
Fehlerkorrekturterm	-0.59	(6.38)	-0.64	(7.18)
Teststatistiken				
Korr. R2	0.55		0.54	
SEE	0.02		0.02	
DW	1.99		2.19	
AR(4)	0.80		1.60	
ARCH(4)	0.63		0.80	
JB	1.42		2.11	
Cusum	stabil		stabil	
Cusum-Square	stabil		stabil	

Bei der Schätzung der Exportnachfrage bescheinigen die verschiedenen Teststatistiken die statistisch notwendigen Eigenschaften der Residuen (siehe Tabelle 15 und 16). Der Fehlerkorrekturterm besitzt in allen Fällen das für ein langfristig stabiles Gleichgewicht erforderliche signifikant negative Vorzeichen (Irrtumswahrscheinlichkeit < 1%). Gleichzeitig ist die Anpassungs-

geschwindigkeit an den langfristigen Gleichgewichtszustand mit einem Wert von über 0,5 sehr hoch. Die langfristige Preiselastizität der Exportnachfrage liegt in Abhängigkeit von der Schätzmethode und der gewählten Preisvariablen zwischen -0,7 und -0,9.⁶⁵ Kurzfristig ist dagegen keine signifikante Reaktion der Exporte auf Preisänderungen feststellbar. Langfristig sind demnach die Exporte im Vergleich zu den Importen auffallend preisempfindlicher (Irrtumswahrscheinlichkeit < 1%). Eine Erklärung für diese Beobachtung könnte in der Rohstoffabhängigkeit Deutschlands liegen. Die geringeren Substitutionsmöglichkeiten bei Rohstoffen kommen dann in einem preisunelastischeren Importnachfrageverhalten zum Ausdruck. Allerdings bestätigt eine separate Importnachfrageschätzung für die Warengruppen Rohstoffe und Enderzeugnisse diese Vermutung nicht. Obwohl die Preiselastizität der Nachfrage nach importierten Enderzeugnissen absolut größer als nach importierten Rohstoffen ist, unterscheiden sich die Parameter der Preisvariablen in beiden Warengruppen nicht signifikant voneinander.

Tabelle 16: Schätzergebnisse für die Exportnachfrage (I/1975 - VI/1995)
(Preisvariable = Exportpreis / ausl. Erzeugerpreis / Außenwert)

Langfristregression	Stock/Bewley		Engle/Granger	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	12.81	(32.01)	12.18	-
Dummy1 (Vereinigung)	-0.07	(3.45)	-0.06	-
Dummy2 (Binnenmarkt)	-0.08	(3.86)	-0.10	-
Exportpr. / ausl. Erz.-Pr. / Außenw.	-0.84	(9.25)	-0.71	-
Welthandelsvolumen	0.97	(33.83)	0.99	-
Kurzfristregression				
	Stock		Engle/Granger	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
d(Exporte real(-1))	-0.23	(2.91)	-0.19	(2.63)
d(Dummy2)	-0.04	(1.75)	-0.06	(2.53)
d(Welthandelsvolumen)	0.87	(5.43)	0.87	(7.25)
Fehlerkorrekturterm	-0.52	(6.23)	-0.54	(6.35)
Teststatistiken				
Korr. R2	0.54		0.54	
SEE	0.02		0.02	
DW	1.97		1.88	
AR(4)	0.62		0.78	
ARCH(4)	0.84		1.69	
JB	1.77		2.68	
Cusum	stabil		stabil	
Cusum-Square	stabil		stabil	

⁶⁵ Döpke/Fischer (1994) konnten keinen langfristigen Einfluß der Preisvariablen feststellen.

Sensitivitätsanalysen dagegen zeigen, daß die der Analyse zugrundeliegenden Daten - statistisch gesehen - auch mit höheren Preiselastizitäten der Importnachfrage vereinbar sind. Restringiert man die Preiselastizität der Importnachfrage auf verschiedene Werte, erhält man hier auch noch bei Koeffizientenwerten der Preisvariablen bis -0,5 eine valide Kointegrationsbeziehung. Zugleich bleiben die Parameter der anderen Variablen durch die eingeführte Restriktion fast unverändert. Da von theoretischer Seite eine a-priori Festlegung der Preiselastizität auf einen bestimmten Wert nicht begründet werden kann, stellen wir für die späteren Simulationen auf den frei geschätzten Koeffizienten ab.

Wie schon bei der Importnachfrage ist die Aktivitätsvariable der Exportnachfrage sowohl langfristig als auch kurzfristig die dominante Erklärungsgröße.⁶⁶ Je nachdem, welcher Indikator für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit in die Schätzung Eingang findet, befindet sich der langfristige Koeffizient des Welthandelsvolumens bei 0,8 oder 1,0. Diese signifikant verschiedenen Werte legen allerdings eine unterschiedliche Schlußfolgerung nahe. Bei Verwendung des Gesamtumsatzdeflatoren als Zeitreihe für das ausländische Preisniveau implizieren die Ergebnisse ein im Vergleich zum Welthandel langfristig unterproportionales Wachstum der deutschen Exporte. Da die Entwicklungs-, Schwellen- und in neuerer Zeit auch die Transformationsländer regelmäßig einen überproportionalen Beitrag zum Welthandelwachstum leisten, ist für ein Industrieland wie Deutschland diese Schlußfolgerung nicht unplausibel. Es ist deshalb zu vermuten, daß die Verwendung einer Preisvariablen auf der Basis der Erzeugerpreise den langfristigen Anteil Deutschlands an den Weltexporten wohl tendenziell überzeichnet.⁶⁷ Allerdings bedarf es eingehenderer Untersuchungen über die Bestimmungsfaktoren deutscher Weltmarktanteile, um zu beurteilen, welcher Koeffizientenwert des Welthandelsvolumens den "wahren" Trend des Weltmarktanteils deutscher Exporte am genauesten nachzeichnet.⁶⁸ Es ist jedoch offensichtlich, daß bei der Beurteilung des langfristigen Zusammenhangs zwischen Export- und Welthandelwachstum der Wahl der Preisvariablen eine entscheidende Bedeutung zukommt.

⁶⁶ Lapp/Scheide/Solveen (1995) kommen diesbezüglich zu der gleichen Schlußfolgerung.

⁶⁷ Auch Constant-Market-Share-Analysen zeigen, daß preisliche Wettbewerbsindikatoren auf der Basis breiter Preisindizes - wie z.B. auf der Basis von Gesamtumsatzdeflatoren - die Wettbewerbssituation Deutschlands wirklichkeitsnäher beschreiben, Feldman (1995).

⁶⁸ Zum Einfluß der deutschen Vereinigung auf die Weltmarktanteilsentwicklung siehe Deutsche Bundesbank (1996) S. 58 f.

V. Gesamteffekt von Wechselkursänderungen für die Handelsbilanz

In den vorangegangenen Kapiteln wurden verschiedene Kanäle aufgezeigt, über die Wechselkursänderungen den Handelsbilanzsaldo beeinflussen können. Zu nennen ist dabei die Auswirkung von Wechselkursschwankungen auf die Importpreise bedingt durch das Exchange-Rate-Pass-Through und auf die Exportpreise infolge des Pricing-To-Market. Darüber hinaus wirken Wechselkursbewegungen über eine Veränderung der relativen Preise auf die Nachfrage nach Import- und Exportgütern. Ziel dieses Kapitels ist es, sowohl die Einzeleffekte als auch den Gesamteffekt von Wechselkursänderungen im Zeitverlauf abzuschätzen.

V.1 Theoretische Lösung

Die Marshall-Lerner-Bedingung besagt, daß der Außenbeitrag bei einer Aufwertung dann sinkt (normale Reaktion der Handelsbilanz), wenn die Summe der (absoluten) Preiselastizitäten von Einfuhr und Ausfuhr größer als Eins ist. Die Lehrbuchformulierung dieser Bedingung setzt u.a. ein vollständiges Exchange-Rate-Pass-Through voraus, d.h. das Importpreisniveau entspricht dem in inländischen Einheiten gerechneten Auslandspreisniveau und das Exportpreisniveau dem inländischen Preisniveau.⁶⁹ Diese Annahme ist allerdings bei Auftreten eines Pricing-To-Market-Verhaltens verletzt. Berücksichtigen wir diesen Aspekt, erhält man eine allgemeiner formulierte Bedingung für eine normale Reaktion der Handelsbilanz, indem die vorher geschätzten Verhaltensgleichungen allein auf die Preis- und Wechselkurseffekte reduziert werden,

$$(16) \quad PX = P^{\alpha_1} \cdot \left(\frac{P^*}{W}\right)^{\alpha_2}, \quad PM = \left(\frac{P^*}{W}\right)^{\beta_1} \cdot P^{\beta_2}, \quad X = \left(\frac{PX \cdot W}{P^*}\right)^{-\eta}, \quad M = \left(\frac{PM}{P}\right)^{-\varepsilon},$$

und sie mit der Annahme einer im Ausgangszustand ausgeglichenen Handelsbilanz verknüpft:

$$(17) \quad -\eta \cdot \alpha_2 + \eta + \alpha_2 + \varepsilon \cdot \beta_1 - \beta_1 > 0. \quad ^{70}$$

Bei einer Koeffizientenkonstellation analog den Schätzergebnissen in Tabelle 4, 8, 11, 15 (Stock-/Bewley-Verfahren) für die Koeffizienten der Kurzfristregression $\alpha_2=0,10$, $\beta_1=0,47$, $\eta=0$ und $\varepsilon=0$, ist die Ungleichung (17) nicht erfüllt, d.h. der Handelsbilanzsaldo reagiert kurz-

⁶⁹ Im Vergleich zu der allgemeiner formulierten Robinson-Bedingung unterstellt die Marshall-Lerner-Bedingung neben unendlichen Export-/Importangebotselastizitäten eine im Ausgangszustand ausgeglichene Handelsbilanz. Siehe dazu Willms (1995) S. 43.

⁷⁰ Für $\alpha_2=0$ und $\beta_1=1$ erhält man unmittelbar die Marshall-Lerner-Bedingung: $\eta+\varepsilon > 1$.

fristig anomal. Für die Langfristkoeffizienten $\alpha_2=0,11$, $\beta_1=1,00$, $\eta=0,87$ und $\varepsilon=0,18$ ist dagegen die Bedingung einer langfristig normalen Reaktion der Handelsbilanz gegeben. Damit scheint für Deutschland der Handelsbilanzsaldo bei Wechselkursänderungen die für die J-Kurve typischen Bewegungen nachzuzeichnen. Zur genaueren Entwicklung des Handelsbilanzsaldos im Zeitverlauf sollen die nun folgenden Simulationsstudien näher Auskunft geben.

V.2 Simulationsstudien

Die folgenden Simulationsstudien basieren auf den Stock-/Bewley-Schätzgleichungen, wobei das inländische und ausländische Preisniveau jeweils durch den Gesamtabzatzdeflator repräsentiert wird. Die partialanalytischen Preis- und Mengenreaktionsgleichungen bilden das Gesamtsystem. Mögliche Wechselwirkungen zwischen Preisgefälle und nominalem Außenwert bleiben unberücksichtigt, d.h. der Wechselkurs wird als eine exogen vorgegebene Größe betrachtet. Folglich ist in diesem Gesamtsystem ohne eine Bestimmungsgleichung für den Wechselkurs eine nominale Aufwertung immer auch eine reale Aufwertung der D-Mark. Folgende zwei Szenarien werden unterstellt:

- Eine dauerhafte Aufwertung der D-Mark um 1% und
- eine vorübergehende Aufwertung der D-Mark um 1% für die Dauer eines Jahres.

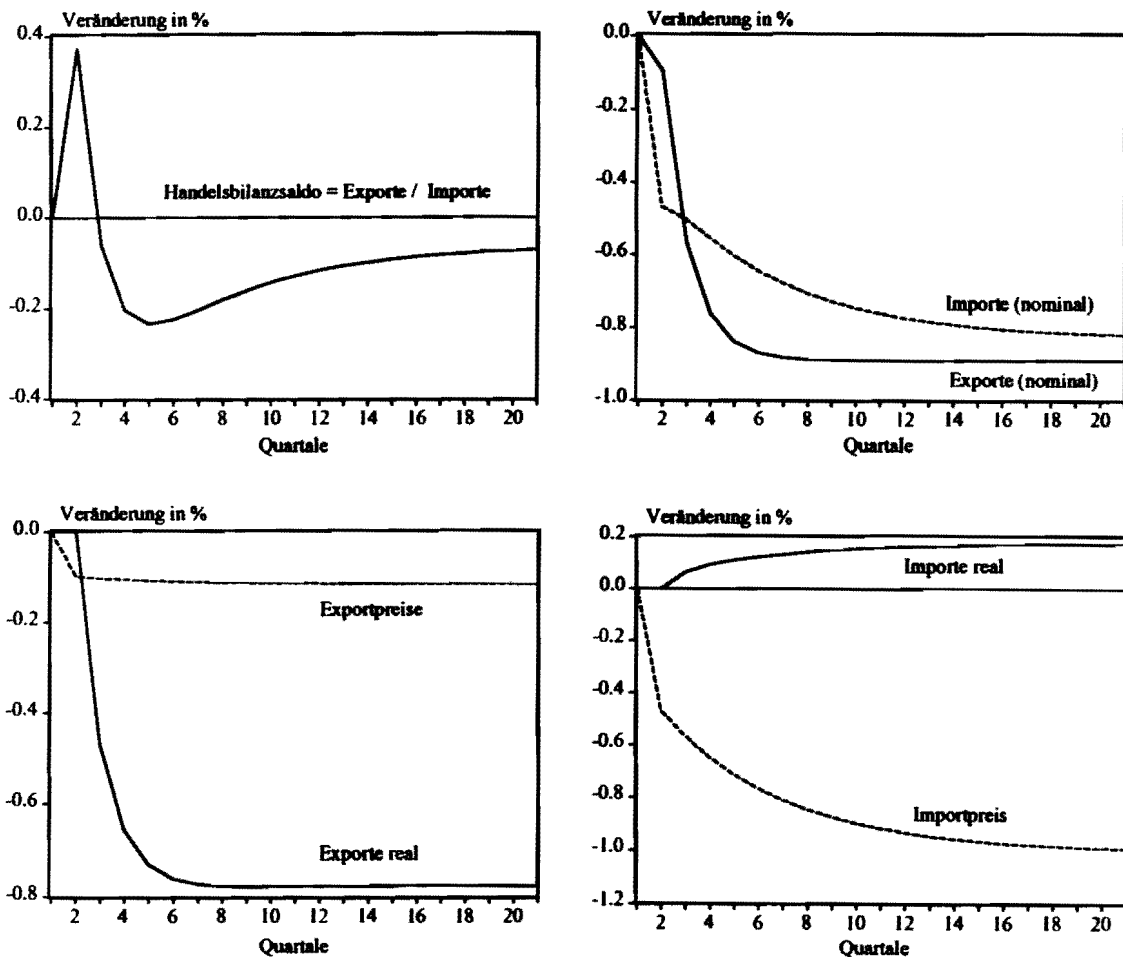
V.2.1 Dauerhafte Aufwertung der D-Mark um 1%

Die Simulationsergebnisse einer dauerhaften Aufwertung der D-Mark sind in Schaubild 4 wiedergegeben.⁷¹ Langfristig dominieren demnach auf der Exportseite - bedingt durch die hohe Preiselastizität der Exportnachfrage - die Mengenreaktionen, während durch das geringe Ausmaß des Pricing-To-Market nur wenig ausgeprägte Exportpreisbewegungen sichtbar sind. Im Gegensatz dazu wird bei einer Aufwertung der D-Mark der Importwert größtenteils von der Veränderung der Importpreise bestimmt, da die Importeure Wechselkursschwankungen langfristig vollständig in ihren Verkaufspreisen weiterreichen. Die geringe Reaktion der Importmengen resultiert hier aus der niedrigen Preiselastizität der Importnachfrage. Weiterhin geht aus dem Schaubild hervor, daß der kurzfristige Anpassungsprozeß bei den Importen schneller verläuft. Auch hierin kommt das unterschiedliche Reaktionsmuster auf der Export- und Im-

⁷¹ Um einen geglätteten Anpassungsverlauf zu erreichen, enthalten die den Simulationen zugrundeliegenden Bestimmungsgleichungen nur die unverzögert exogenen Variablen und den Fehlerkorrekturterm. Die Reaktion im ersten Quartal und das Langfristigergebnis bleiben von dieser Modifikation unberührt.

portseite zum Ausdruck. Die Exportmengen zeigen sich anfänglich vollkommen wechselkursunempfindlich (Preiselastizität=0), während bei den Importen die Aufwertung schon in kurzer Frist - bedingt durch das Exchange-Rate-Pass-Through - zu erheblichen Preissenkungen führt.

Schaubild 4: Simulationsergebnisse unter der Annahme einer dauerhaften Aufwertung der D-Mark um 1%



Das Verhaltensmuster auf der Export- und Importseite entspricht weitestgehend der theoretischen Beschreibung der J-Kurve. Im Gesamtergebnis läßt sich deshalb ein (umgekehrter) J-ähnlicher Verlauf für den deutschen Handelsbilanzsaldo identifizieren. Allerdings ist der langfristige Wechselkurseinfluß auf den nominalen Handelsbilanzsaldo - wie aus der graphischen Darstellung ersichtlich - eher als gering zu veranschlagen. (Der reale Handelsbilanzsaldo freilich verringert sich.) Im Vergleich dazu sind die kurzfristigen Reaktionen des nominalen Handelsbilanzsaldos erheblich ausgeprägter. Infolge der 1%igen Aufwertung erhöht sich der

Handelsbilanzsaldo (hier definiert als das Verhältnis von Exportwert zu Importwert)⁷² im ersten Quartal um 0,4%. In den nächsten drei Quartalen vermindert er sich kumuliert um fast 0,6 Prozentpunkte, so daß sich nach einem Jahr im Ergebnis eine 0,2%ige Verringerung des Handelsbilanzsaldos einstellt. Durch weitere Importpreissenkungen erhöht sich der Handelsbilanzsaldo jedoch wieder, weswegen langfristig ein Gesamteffekt von nur rund -0,1% verbleibt. Angesichts der Schwankungsmargen der Koeffizienten in Abhängigkeit vom gewählten Schätzverfahren und den zugrundeliegenden Preisvariablen kann dieses Ergebnis allerdings schnell ins Gegenteil umschlagen. Ob die deutsche Handelsbilanz langfristig normal oder anomal reagiert, läßt sich deshalb nicht mit letzter Sicherheit sagen. Das Ergebnis zeigt jedoch, daß für die langfristige Entwicklung des nominalen Handelsbilanzsaldos Wechselkurse wohl eher eine untergeordnete Rolle spielen.

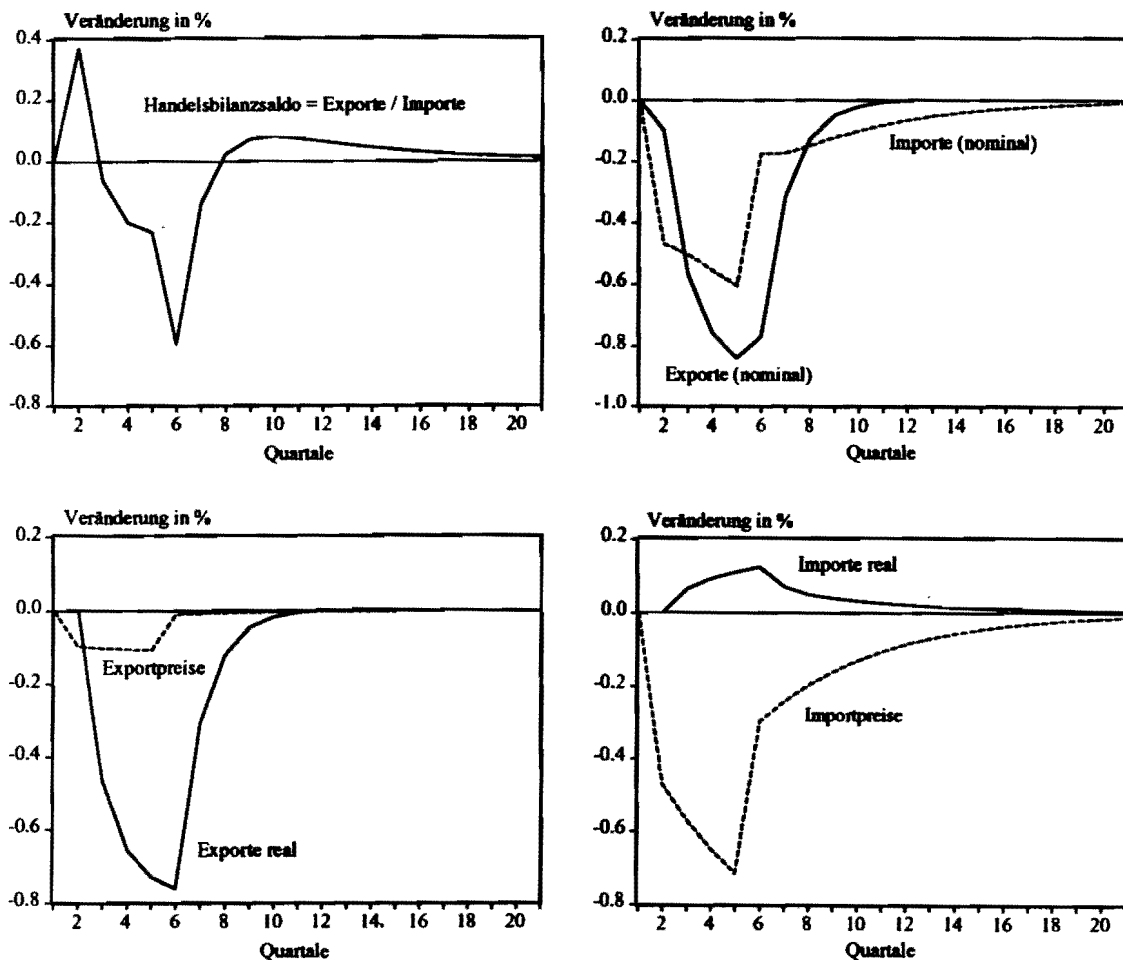
V.2.2 Vorübergehende Aufwertung der D-Mark um 1% für die Dauer eines Jahres

Geht man von einer nur vorübergehenden Aufwertung aus, so legen auch diese Simulationsergebnisse (siehe Schaubild 5) ähnliche Schlußfolgerungen nahe. Die Exportentwicklung wird weitestgehend von wechselkursinduzierten Mengenreaktionen bestimmt, indes dominieren auf der Importseite fast ausschließlich die Preisbewegungen. Auch in diesem Fall demonstriert der Handelsbilanzsaldo einen (umgekehrten) J-ähnlichen Verlauf. Während kurzfristig die aufwertungsinduzierten Importpreissenkungen die Handelsbilanz aktivieren, führt auf mittlere Sicht die sinkende Nachfrage aufgrund der nun teureren deutschen Exportgütern zu einem Defizit der Handelsbilanz. Nach ungefähr zwei Jahren - ein Jahr nach der Rückbildung der temporären Aufwertung - erreicht die Handelsbilanz wieder ihren Ausgangszustand.

Die im Vergleich zum vorhergehenden Szenario noch beträchtlicheren kurz- bis mittelfristigen Ausschläge des Handelsbilanzsaldos resultieren aus der zeitlichen Überlappung von Spazierstock und J-Kurveneffekt. Demzufolge gehen ausgeprägte Wechselkursbewegungen mit einer höheren Volatilität der Exportmengen und Importpreise einher. Insoweit Exportmengen und Importpreise über die Kapazitätsauslastung und die Preisentwicklung den Geldmengen-Preis-Zusammenhang beeinflussen, dokumentiert diese Analyse einen möglichen Einfluß der Wechselkursvolatilität auf den Transmissionsmechanismus der Geldpolitik.

⁷² Diese "Umdefinierung" des Handelsbilanzsaldos ermöglicht eine Darstellung in Veränderungsraten. Die Charakteristik des Verlaufs wird durch diese Definition des Handelsbilanzsaldos nicht verändert.

Schaubild 5: Simulationsergebnisse unter der Annahme einer vorübergehenden Aufwertung der D-Mark um 1% für die Dauer eines Jahres



VI. Zusammenfassung und Ausblick

Die deutsche Handelsbilanz reagiert auf Wechselkursbewegungen weitgehend "klassisch". Langfristig verfolgen die Importeure und weitestgehend auch die Exporteure eine Politik des Exchange-Rate-Pass-Through. Demnach reichen die Importeure Wechselkursschwankungen vollständig in ihren Verkaufspreisen weiter, mit der Folge entsprechend wechselkursinduzierter Importpreisveränderungen. Auf der Exportseite führt diese "Überwälzungsstrategie" bei einer Aufwertung der D-Mark zu einer Verteuerung deutscher Produkte für ausländische Nachfrager. In heimischer Währung gerechnet bleibt daher der Exportpreis nahezu unverändert. Im Vergleich zu den Importeuren sind die Exporteure allerdings bereit, auch längerfristig einen geringen Teil der Wechselkursschwankungen durch Variation ihrer Handelsspannen zu neutralisieren. In kürzerer Frist ist dieses Pricing-To-Market deutlicher sowohl auf der Import- als

auch auf der Exportseite zu beobachten. Diese Ergebnisse legen die Schlußfolgerung nahe, daß langfristig analog der klassischen Vorstellung Preise vornehmlich kostendeterminiert sind und somit das Gesetz des einheitlichen Preises ("law of one price") eine gewisse Gültigkeit beanspruchen kann. Dagegen ist in kürzerer Frist eine mehr und minder starke internationale Preisdifferenzierung bei den verschiedenen Außenhandelsgütern festzustellen.

Die Entwicklung der Import- und Exportmengen wird vorwiegend durch das Wachstum der Inlands- und Auslandsmärkte bestimmt. Langfristig ist demnach die maßgebliche Erklärungsgröße der Trend der internationalen Arbeitsteilung; kurzfristig dokumentieren die gefundenen Zusammenhänge die Konjunktursensibilität des deutschen Außenhandels. Die preisliche Wettbewerbsfähigkeit spielt bei der Erklärung von Export- und Importentwicklung in kürzerer Frist nur eine untergeordnete Rolle. Eine länger andauernde Verschlechterung der preislichen Wettbewerbssituation führt dagegen zu einem Verlust von Weltmarktanteilen. Die Importe sind im Vergleich zu den Exporten langfristig wechsellkursunempfindlicher. Der Grund dafür könnte in der Abhängigkeit Deutschlands von Rohstoffeinfuhren liegen.

Im Ergebnis resultieren wechsellkursbedingte Schwankungen der Importwerte aus Veränderungen der Importpreise, bei den Exportwerten dagegen aus entsprechenden Mengenänderungen. Da - analog zur theoretischen Erklärung der J-Kurve - die Importpreisbewegung in kürzerer Frist die Exportmengenveränderung übertrifft, langfristig sich jedoch dieses Verhältnis umkehrt, ist eine wechsellkursinduzierte Entwicklung des deutschen Handelsbilanzsaldos durch eine anfänglich anomale Reaktion gekennzeichnet, die später in eine normale Handelsbilanzreaktion übergeht. Das Verlaufsprofil der deutschen Handelsbilanz gleicht damit einer J-Kurve. Dabei legen schon die den Regressionsschätzungen vorangestellten Analysen zu den Fakturierungsgewohnheiten im deutschen Außenhandel die Schlußfolgerung einer inversen Primärreaktion der Handelsbilanz auf Wechselkursänderungen nahe.

Darüber hinaus zeigen die Simulationsstudien, daß vorübergehende Wechselkursbewegungen kurzfristig mit erheblichen Ausschlägen des Handelsbilanzsaldos in beiden Richtungen verbunden sind.

Der mögliche Kritikpunkt dieser Untersuchung liegt in ihrem partialanalytischen Charakter.⁷³ Wechselwirkungen u.a. zwischen dem Preisgefälle bzw. der Inlandskonjunktur und dem nominalen Außenwert bleiben unberücksichtigt. Da das Ziel der Analyse die Identifizierung eines möglichen J-Kurvenverlaufs des Handelsbilanzsaldos ist und deshalb die kurzfristigen, wechsellkursinduzierten Außenhandelsbilanzreaktionen im Vordergrund stehen, ist die Beschränkung

⁷³ Zur Problematik eines partialanalytischen Ansatzes siehe Tichy (1979).

auf einen partialanalytischen Ansatz gerechtfertigt. Zur zusätzlichen Absicherung der Schlußfolgerungen für die mittlere bis lange Frist wäre es vielleicht angebracht, den partialanalytischen Ansatz teilweise aufzuweichen und dementsprechend, z.B. um Bestimmungsgleichungen für den Wechselkurs oder den Output-Gap, zu ergänzen.

Weiteren Forschungsaktivitäten bleibt darüber hinaus vorbehalten, einen ähnlichen Schätzansatz für die deutsche Dienstleistungsbilanz zu formulieren und zu untersuchen, ob hier ein vergleichbares Reaktionsmuster vorliegt. Dies könnte einen Beitrag leisten, die kurzfristigen Reaktion der Leistungsbilanz auf Wechselkursänderungen besser zu verstehen und zu prognostizieren.

Literaturverzeichnis

- Armington, P.S. (1969), A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production, in: IMF Staff Paper, Vol. 16, S. 159 ff.
- Athukorala, P. (1991), Exchange Rate Pass-Through: The Case of Korean Exports of Manufactures, in: Economic Letters, Vol. 35, S. 79 ff.
- Athukorala, P., Menon, J. (1994), Pricing to Market Behaviour and Exchange Rate Pass-Through in Japanese Exports, in: Economic Journal, Vol. 104, S. 271 ff.
- Athukorala, P., Menon, J. (1995), Exchange Rates and Strategic Pricing: The Case of Swedish Machinery Exports, in: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 57, No. 4, S. 533 ff.
- Backus, D.K., Kehoe, P.J., Kydland, F.E. (1994), Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve?, in: The American Economic Review, Vol 84, No. 1, S. 84 ff.
- Baldwin, R. (1990), Some Empirical Evidence on Hysteresis in Aggregate U.S. Import Prices, in: Gerlach, S., Petri P.A., The Economics of the Dollar Cycle, MIT Press Cambridge, S.235 ff.
- Delgado, F.A. (1991), Hysteresis, Menu Costs, and Pricing with Random Exchange Rates, in: Journal of Monetary Economics, Vol. 28, S. 461 ff.
- Demirden, T, Pastine, I. (1995), Flexible exchange rates and the J-curve: An alternative approach, in: Economics Letters, Vol. 48, S. 373 ff.
- Deutsche Bundesbank (1988), Bestimmungsfaktoren der deutschen Leistungsbilanzentwicklung in den Jahren 1984 bis 1987, Monatsbericht Mai, S. 40 ff.
- Deutsche Bundesbank (1989), Aktualisierung der Außenwertberechnung für die D-Mark und fremde Währungen, Monatsbericht April, S. 44 ff.
- Deutsche Bundesbank (1991), Zur Bedeutung der D-Mark als Fakturierungswährung im Außenhandel, Monatsbericht November, S. 40 ff.
- Deutsche Bundesbank (1993), Die Wirtschaftslage in Deutschland im Frühjahr 1993, Monatsbericht Juni, S. 5 ff.
- Deutsche Bundesbank (1995), Das Produktionspotential in Deutschland und seine Bestimmungsfaktoren, Monatsbericht August, S. 41 ff.
- Deutsche Bundesbank (1996), Zum Stand der außenwirtschaftlichen Anpassung nach der deutschen Vereinigung, Monatsbericht Mai, S. 49 ff.

- Dixit, A. (1989), Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through, in: *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, S. 205 ff.
- Dohner R.S. (1984), Export Pricing, Flexible Exchange Rates, and Divergence in the Prices of Traded Goods, in: *Journal of International Economics*, Vol. 16, S. 79 ff.
- Döpke, J. und Fischer, M. (1994), Was bestimmt die westdeutschen Exporte?, in: *Die Weltwirtschaft*, Heft 1, S. 54 ff.
- Dornbusch, R. (1987), Exchange Rates and Prices, in: *The American Economic Review*, Vol. 77, No. 1, S. 93 ff.
- Engel, C. (1993), Real Exchange Rates and Relative Prices, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, S. 35 ff.
- Engle, R.F., Granger C.W.J. (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, in: *Econometrica*, Vol. 55, S. 251 ff.
- Faruqee, H. (1995), Pricing to Market and the Real Exchange Rate, in: *IMF Staff Papers*, Vol. 42, No. 4, S. 855 ff.
- Feenstra, R.C., Gagnon J.E., Knetter, M.M. (1996), Market Share and Exchange Rate Pass-Through, in: *Journal of International Economics*, Vol. 40, S. 187 ff.
- Feldman, R.A. (1995), External Competitiveness, in: Corker, R., Feldman, R.A., Habermeier, K., Vittas, H., van der Willigen, T., *United Germany: The First Five Years*, IMF Occasional Paper No. 125.
- Felmingham, B.S. (1988), Where is the Australian J-Curve, in: *Bulletin of Economic Research*, Vol. 40, S. 43 ff.
- Fischer, M. (1995), Was bestimmt die westdeutschen Importe?, in: *Die Weltwirtschaft*, Heft 4, S. 431 ff.
- Fisher, E. (1989), A Model of Exchange Rate Pass-Through, in: *Journal of International Economics*, Vol. 26, S. 119 ff.
- Froot, K.A., Rogoff, K. (1995), Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates, in: Grossman, G., Rogoff, K., *Handbook of International Economics*, Vol. III.
- Fuhrmann, W. (1989), Außenwirtschaftliche Persistenzen und Wechselkurselastizitäten, in: *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, Vol. 109, S. 585 ff.
- Gandolfo, G. (1987), *International Economics*, Berlin.
- Gerdesmeier, D. (1996), Die Rolle des Vermögens in der Geldnachfrage, Diskussionspapier 5/96, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank.

- Giovannini, A. (1988), Exchange Rates and Traded Goods Prices, in: *Journal of International Economics*, Vol. 24, S. 45 ff.
- Goldstein, M., Khan, M.S. (1985), Income and Price Effects in Foreign Trade, in: Jones, R.W., Kenen, P.B., *Handbook of International Economics*, Volume II, North-Holland, Amsterdam, S. 1041 ff.
- Gregory, R.G. (1971), United States Imports and Internal Pressure of Demand: 1948-68, in: *The American Economic Review*, Vol. 61, S. 28 ff.
- Hammersland, R. (1996), The Structure of Exports, in: *Arbeitsnotat*, No. 1.
- Hansen, G., Kim, J.-R. (1996), The Reliability of the Johansen-Procedure - Some Monte-Carlo-Results, *Arbeiten aus dem Institut für Statistik und Ökonometrie der Christian-Albrecht-Universität zu Kiel*, Nr. 91/1996.
- Helkie, W.L. and Hooper, P. (1987), The U.S. External Deficit in the 1980s, in: *Brookings Discussion Papers in International Economics* No. 56.
- Heuß, E. (1966), Die oligopolistische Verhaltensweise als evolutorischer Prozeß, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 179, S. 452 ff.
- Holly, S., Wade, K. (1991), UK Exports of Manufactures: The Role of Supply Side Factors, in: *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 38, No. 1, S. 1 ff.
- Jarchow, H.-J., Rühmann, P. (1991), *Monetäre Außenwirtschaft*, Band I, Göttingen 3. Auflage.
- Kasa, K. (1992), Adjustment costs and pricing-to-market, in: *Journal of International Economics*, Vol. 32, S. 1 ff.
- Kim, J.-R. (1994), *Analyse kointegrierter Modelle*, Frankfurt
- Knetter, M.M. (1993), International Comparison of Pricing-to-Market Behaviour, in: *The American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, S. 473 ff.
- Koch, P.D., Rosensweig, J.A. (1990), The Dynamic Relationship Between the Dollar and Components of U.S. Trade, in: *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, No. 3, S. 355 ff.
- Krämer, J.W. (1995), Schätzung von Geldnachfragefunktionen - zinsgewichtete versus gewöhnliche Geldmengen, *Kieler Arbeitspapier* Nr. 673, Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel.
- Kremers, J.J.M., Ericsson, N.R., Dolado, J.J. (1992), The Power of Cointegration Tests, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, S. 325 ff.
- Krugman, P.R. (1986), Pricing to Market When the Exchange Rate Changes, in: *NBER Working Paper* No. 1926.

- Krugman, P.R. (1989), *Exchange-Rate Instability*, MIT Press.
- Lapp, S., Scheide, J., Solveen, R. (1995), *Determinants of Exports in the G7-Countries*, in: Kiel Working Papers No. 707.
- MacKinnon, J.G. (1991), *Critical Values for Cointegration Tests*, in: Engle, R.F., Granger, C.W.J., *Long-Run Economic Relationships*, Oxford.
- Magee, St.P. (1973), *Currency Contracts, Pass-Through and Devaluation*, in: *Brookings Papers on Economic Activity*, S. 303 ff.
- Mann, C.L. (1986), *Prices, Profit Margins, and Exchange Rates*, in: *Federal Reserve Bulletin*, S. 366 ff.
- Marston, R.C. (1990), *Pricing to Market in Japanese Manufacturing*, in: *Journal of International Economics*, Vol. 29, S. 217 ff.
- Meade, E.E. (1988), *Exchange Rates, Adjustment, and the J-Curve*, in: *Federal Reserve Bulletin*, Vol. 74, S. 633 ff.
- Meade, E.E. (1989), *U.S. external adjustment in response to the lower dollar: the J-curve*, in: *Money Affairs*, Vol. 2, S. 1 ff.
- Meckl, J. (1996), *Market Power of Firms and Exchange-Rate Fuctuations*, in: *Journal of Economics*, Vol. 63, No. 1, S. 57 ff.
- Menon, J. (1995), *Exchange Rate Pass-Through*, in: *Journal of Economic Surveys*, Vol. 9, No. 2, S. 197 ff.
- Menon, J. (1996), *The Degree and Determinants of Exchange Rate Pass-Through: Market Structure, Non-Tariff Barriers and Multinational Corporations*, in: *The Economic Journal*, Vol. 106, S. 434 ff.
- Moffett, H.M. (1989), *The J-Curve revisited: An Empirical Examination for the United States*, in: *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, S. 425 ff.
- Orcutt, G. (1950), *Measurement of price elasticities in international trade*, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 32, No. 2, S. 117 ff.
- Rose, A.K. (1991), *The role of exchange rates in a popular model of international trade - Does the 'Marshall-Lerner' condition hold?*, in: *Journal of International Economics*, Vol. 30, S. 301 ff.
- Rose, A.K., Yellen, J.L. (1989), *Is there a J-curve?*, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 24, S. 53 ff.
- Rose, K. (1986), *Theorie der Außenwirtschaft*, 8. Auflage, München.
- Rose, K., Sauernheimer, K. (1992), *Theorie der Außenwirtschaft*, 11. Auflage, München.

- Sandermann, G. (1975), Die Zahlungsbilanz der Bundesrepublik Deutschland, Meisenheim am Glan.
- Schäfer, W. (1985), Anmerkungen zur J-Kurve, in: Kredit und Kapital, 18. Jg., S. 490 ff.
- Schmagl, M. (1996), Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten, Diskussionspapier 2/96, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank.
- Scharrer, H.-E., Langer, C. (1988), Wechselkursverschiebungen und Unternehmensreaktionen, in: Wirtschaftsdienst, Jg. 68, S. 470 ff.
- Schleiper, U. (1984), Die sektoralen Importe und Exporte der Bundesrepublik Deutschland, Frankfurt/Main.
- Smeets, H.-D. (1985), Import Prices, Export Prices, and the J-Curve, in: Jahrbuch für Sozialwissenschaften, Vol. 36, S. 174 ff.
- Sommer, U. (1980), Die J-Kurve, in: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, Heft 11, November, S. 534 ff.
- Stock J.H. (1987), Asymptotic Properties of Least Square Estimators of Cointegrating Vectors, in: Econometrica, Vol. 55, S. 1035 ff.
- Tichy, G. (1979), Die Folgen von Wechselkursänderungen - Was haben wir gelernt?, in: Clement, W., Socher, K., Empirische Wirtschaftsforschung und monetäre Ökonomik, Festschrift für Stephan Koren zum 60. Geburtstag, S. 242 ff.
- Vesala, J (1992), Incomplete Exchange Rate Pass-Through and Hysteresis in Trade, in: Bank of Finland Discussion Paper No. 29.
- West, K.D. (1988), Asymptotic Normality, When Regressors Have A Unit Root, in: Econometrica, Vol. 56, S. 1397 ff.
- Willmann, G. (1994), A Cointegration Analysis of German Exports - Are there Signs of Hysteresis, in: Institute for Statistics and Econometrics, Kiel, Working Paper No. 76/1994.
- Willms, M. (1995), Internationale Währungspolitik, 2. Auflage, München.
- Wood, G.A. (1991), Valuation Effects, Currency Contract Impacts and the J-Curve: Empirical Estimates, in: Australian Economic Papers, S. 148 ff.

Bisher erschienen in der vorliegenden Schriftenreihe:

Mai	1995	Der DM-Umlauf im Ausland	Franz Seitz
Juni	1995	Methodik und Technik der Bestimmung struktureller Budgetdefizite	Gerhard Ziebarth
Juli	1995	Der Informationsgehalt von Derivaten für die Geldpolitik – Implizite Volatilitäten und Wahrscheinlichkeiten	Holger Neuhaus
August	1995	Das Produktionspotential in Ostdeutschland	Thomas Westermann
Februar	1996	Sectoral disaggregation of German M3 *)	Vicky Read
März	1996	Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten	Michael Scharnagl
März	1996	Der Einfluß der Zinsen auf den privaten Verbrauch in Deutschland	Hermann-Josef Hansen
Mai	1996	Market Reaction to Changes in German Official Interest Rates *)	Daniel C. Hardy
Mai	1996	Die Rolle des Vermögens in der Geldnachfrage	Dieter Gerdesmeier
August	1996	Der Einfluß des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz	Jörg Clostermann

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

