

4 Sind deutsche Warenimporte preisunelastisch? Neue Antworten auf ein altes “Puzzle“

4.1 Einleitung

Die Effizienz einer Wirtschaftspolitik, die darauf zielt, große Handelsbilanzungleichgewichte langfristig zu vermeiden, hängt entscheidend davon ab, wie stark Exporte und Importe auf Einkommens- und Preisveränderungen reagieren. Deshalb nehmen Studien, die die Einkommens- und Preiselastizitäten im Außenhandel untersuchen, traditionell einen breiten Raum in der empirischen Wirtschaftsforschung ein.¹ Im Zeitablauf ist dieses Thema in der Literatur aus verschiedenen Blickwinkeln betrachtet worden. In den 70er und frühen 80er Jahren haben sich zahlreiche Untersuchungen mit der Frage nach der angemessenen funktionalen Form von Importfunktionen befasst und alternative Spezifikationen mit unterschiedlichen erklärenden Variablen getestet (Murray und Ginman 1976; Khan und Ross 1977; Boylan et al. 1980; Goldstein et al. 1980; Warner und Kreinin 1983; Thursby und Thursby 1984). In diesen Studien wird in der Regel eine größere Gruppe von Ländern untersucht. Die Schätzungen basieren aufgrund der beschränkten Datenlage meistens auf Jahresdaten. Seitdem sich das von Engle und Granger (1987) entwickelte Konzept der Kointegration in der angewandten Wirt-

¹Vgl. die Surveys von Magee (1975); Goldstein und Khan (1985); Sawyer und Sprinkle (1999).

schaftsforschung durchgesetzt hat und vierteljährliche Zeitreihen in ausreichender Länge verfügbar sind, werden Warenströme im Außenhandel standardmäßig als Fehlerkorrekturmodelle auf Basis von Quartalsdaten geschätzt. Dabei liegt das Augenmerk in der Regel auf der sorgfältigen Modellierung der Aus- bzw. Einfuhr einzelner Länder (Fischer 1995; Clostermann 1996, 1998; Deutsche Bundesbank 1998b; Meier 1998; Seifert 2000; Meurers 2003). Die Auswahl der erklärenden Variablen wird in erster Linie durch die Verfügbarkeit der Daten und eine möglichst gute Anpassung des Modells an die Daten bestimmt, da immer mehr Untersuchungen darauf abzielen, die Schätzgleichungen auch für Prognosezwecke einzusetzen (Strauß 2000, 2003; Stephan 2004).²

In den Übersichtstabellen 4.1 und 4.2 sind Untersuchungen aufgelistet, in denen Importfunktionen für Deutschland geschätzt wurden.³ Studien, die auf westdeutschen Daten basieren, sind in Tabelle 4.1 aufgeführt. Studien, die bis einschließlich 1990:4 Daten für Westdeutschland und ab 1991:1 Daten für Deutschland verwenden, sind in Tabelle 4.2 zusammengestellt. Von besonderem Interesse sind die Untersuchungen, in denen Importfunktionen in Form von Fehlerkorrekturgleichungen geschätzt wurden, weil diese Methode auch in der vorliegenden Arbeit verwendet wird.

Wie aus den Tabellen abzulesen ist, unterscheiden sich diese Studien hinsichtlich der verwendeten (zu erklärenden und erklärenden) Variablen, des Beobachtungszeitraums und des Gebietsstandes (West- versus Gesamtdeutschland).

²Der Prognoseaspekt hat in den vergangenen Jahren angesichts des kräftig expandierenden deutschen Außenhandels stark an Bedeutung gewonnen. Ausfuhr und Einfuhr sind hinter dem privaten Konsum die größten VGR-Aggregate, aber anders als dieser sind sie sehr volatil, was ihre Vorhersage erschwert. Fehlprognosen im Bereich des Außenhandels führen zwangsläufig zu einer Fehlprognose der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung.

³In den Tabellen sind nur solche Studien aufgeführt, deren Ergebnisse nachvollziehbar und halbwegs vergleichbar sind. Nicht berücksichtigt ist die Studie von Thursby und Thursby (1984), da die Autoren nur durchschnittliche Einkommens- und Preiselastizitäten für Schätzungen, die bestimmte Spezifikationstests bestanden haben, ausweisen. Auch die OECD-Studie von Meacci und Turner (2001) ist nicht berücksichtigt, da die Autoren für Deutschland keine stabile Fehlerkorrekturgleichung schätzen konnten und deshalb nur restringierte Koeffizienten ausweisen.

Autor	Frequenz/ Schätzzeitraum	Methode	abhängige Variable	Aktivitätsvariablen		P_M/P	P_M^*	P	E
				Y_1	Y_2				
Houthakker/ Magee (1969)	Jahre 1951-1966	OLS statisch	Waren	GNP 1,80		$P_M/WSPI$ -0,24			
Khan/Ross (1975)	Halbjahre 1960:1-1972:2	OLS statisch	Waren + DL	GNP 2,23	Trend des GNP -0,21	$P_M/WSPI$ -0,53			
Goldstein/Khan/ Officer (1980)	Jahre 1951-1973	OLS statisch	Waren + DL	Output gap 1,38	Trend des GDP 1,57	P_M/P_{gdp} -0,46			
Goldstein/Khan/ Officer (1980)	Jahre 1951-1973	OLS statisch	Waren + DL	Output gap 1,39	Trend des GDP 1,67	P_M/P_T -0,47			
Warner/ Kreinin (1983)	Quartale 1972:1-1980:3	OLS statisch	Waren pc	GNP pc 2,09				WSPI 0,83	0,41
Fischer (1995)	Quartale 1970:1-1994:3	EGFKM	Waren	GDP+M 1,58		P_M/PPI -0,20			
Senhadji (1998)	Jahre 1960-1993	ARDL	Waren + DL	GDP-X 2,76		P_M/P_{gdp} -0,20			
Meier (1998)	Quartale 1976:4-1995:4	EGFKM	Waren	GDP+M 1,33		P_M/PPI -0,52			

Alle Zeitreihen in logs; P_M/P : relativer Importpreis; P_M^* : Importpreis in ausländischer Währung; P: inländisches Preisniveau;
E: Wechselkurs; OLS: Ordinary Least Squares; ARDL: Autoregressive Distributed Lag Specification; EGFKM: Einzelgleichungs-
Fehlerkorrekturmodell; DL: Dienstleistungen; GNP: Gross National Product; GDP: Gross Domestic Product; pc: per capita; P_M :
Importpreis; WSPI: Wholesale Price Index; P_{gdp} : GDP-Deflator; P_T : Preisindex handelbarer Güter; PPI: Producer Price Index

Tabelle 4.1: Literaturüberblick: Einkommens- und Preiselastizitäten westdeutscher Importe

Autor	Frequenz/ Schätzzeitraum	Methode	abhängige Variable	Aktivitätsvariablen		P _M /P	Deterministik im FK-Term		
				Y ₁	Y ₂		s9101	s9301	Trend
Clostermann (1996)	Quartale 1975:1-1995:4	EGFKM	Waren	GDP 1,90		P_M/P_{gdpm} -0,18	-0,11	-0,07	
Clostermann (1996)	Quartale 1975:1-1995:4	EGFKM	Waren	GDP 1,92		$P_M/PPPI$ -0,22	-0,12	-0,06	
Clostermann (1998)	Quartale 1974:1-1997:2	EGFKM	Waren	GDP 1,91		P_M/P_{gdp} -0,15	-0,12	-0,05	
Bundesbank (1998a)	Quartale 1975:1-1997:2	EGFKM	Waren	GDP 2,07		REEV18 0,25	-0,13	-0,05	
Strauß (2000)	Quartale 1976:3-1999:4	EGFKM	Waren + DL	GDP+M 1,59		REEV38 0,09	-0,10	-0,05	linear ¹ 0,007
Seifert (2000)	Quartale 1979:1-1999:4	EGFKM	Waren + DL	INVEST 0,21	X 0,94	REEV18 0,70			
Strauß (2003)	Quartale 1976:3-1999:4	EGFKM	Waren + DL	GDP+M 1,64		REEV38 0,31	-0,23		WHI 0,64
Meurers (2003)	Quartale 1975:1-1999:4	JOH	Waren	IPRO 1,05		P_M/CPI -0,22			linear 0,005

Alle Zeitreihen in logs; s9101: Stufendummy für dt. Wiedervereinigung; s9301: Stufendummy für Europäischen Binnenmarkt;
 JOH: simultane Schätzung von Angebot und Nachfrage im Johansen-Ansatz (nur Kointegrationsbeziehung); INVEST: Investitionen;
 IPRO: Industrieproduktion; X: Exporte; P_{gdpm} : Gesamtabsatzdeflator; REEV18: realer Außenwert der DM gegenüber 18 Ländern;
 REEV38: realer Außenwert der DM ggü. 38 Ländern; CPI: Consumer Price Index; ¹ab 1993:1; WHI: Welthandelsintensität

Tabelle 4.2: Literaturüberblick: Einkommens- und Preiselastizitäten deutscher Importe

Dennoch kommen alle zu dem Ergebnis, dass die deutsche Importnachfrage sehr *einkommenselastisch*, aber sehr *preisunelastisch* ist. Bemerkenswert ist ferner, dass die geschätzten Einkommens- und Preiselastizitäten in allen Studien von ihrer Größe her sehr ähnlich sind. Es hat auf den ersten Blick also den Anschein, als bestünde ein sehr stabiler Zusammenhang zwischen den deutschen Importen, einer aggregierten inländischen Aktivitätsvariable (BIP oder Gesamtnachfrage⁴) und einem relativen Importpreis – wobei die geschätzte Preiselastizität unabhängig davon ist, ob das inländische Preisniveau durch den BIP-Deflator, den inländischen Gesamtumsatzdeflator, den Produzenten- oder den Konsumentenpreisindex approximiert wird.

Tatsächlich ist dieser Zusammenhang keineswegs stabil. Das zeigt sich daran, dass diese Art der Spezifikation fehl schlägt, wenn der Schätzzeitraum variiert wird: Während die Aktivitätsvariable in diesen Modellen weiterhin sehr signifikant ist, verliert der relative Importpreis stark an Erklärungskraft und wechselt manchmal sogar das Vorzeichen. Dieses “Puzzle“ ist unter empirischen Wirtschaftsforschern allgemein bekannt. Es ist aber bislang weder untersucht noch erklärt worden. Dies ist das wesentliche Anliegen dieses Kapitels.

Kapitel 4 ist wie folgt aufgebaut: Im Abschnitt 4.2 wird das Problem zunächst an einem konkreten Beispiel veranschaulicht. Dazu wird die Importfunktion verwendet, die Clostermann (1996) in seiner Untersuchung zum Einfluss des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz spezifiziert hat und die die Grundlage für eine Untersuchung der Deutschen Bundesbank (1997) bildet. Obwohl dieses Modell eine gute Anpassung an die Daten liefert und die üblichen Tests keinen Hinweis auf Modell- oder Parameterinstabilitäten geben, hat es sehr schlechte Out-of-sample-Prognoseeigenschaften, was darauf hindeutet, dass sich entweder der Erklärungszusammenhang im Prognosezeitraum grundlegend verändert hat, oder dass es bei den erklärenden Variablen möglicherweise massive Aggregationsprobleme gibt. In Abschnitt 4.3 werden Aggregationsprobleme bei Preisindizes und Aktivitätsvariablen erläutert und Möglichkeiten aufgezeigt, wie auf das Vorhandensein dieser Probleme getestet werden kann bzw. wie diese Probleme durch

⁴BIP + Importe ergibt die Gesamtnachfrage.

die Wahl geeigneter Variablen vermieden werden können. Wie bereits erwähnt, unterscheiden sich die empirischen Untersuchungen der deutschen Importnachfrage stark hinsichtlich des Beobachtungszeitraums, des Gebietsstandes und der verwendeten Variablen, was zur Folge hat, dass ihre Ergebnisse streng genommen nicht vergleichbar sind. Was bislang fehlt, ist eine systematische Untersuchung einer Vielzahl potentieller Erklärungsfaktoren der deutschen Importe, die alle für einen einheitlichen Beobachtungszeitraum getestet werden und eine darauf aufbauende Modellierung alternativer Importfunktionen, die dann hinsichtlich ihrer Anpassung an die Daten und ihrer Prognosegüte miteinander verglichen werden können. Diese umfassende Untersuchung findet in Abschnitt 4.4 statt und bildet das Kernstück dieses Kapitels. Im Abschnitt 4.5 werden die wichtigsten Ergebnisse noch einmal zusammengefasst.

4.2 Ausgangsproblem

Wie eingangs bereits erläutert, soll das Problem zunächst an einem konkreten Beispiel veranschaulicht werden. Dazu wird die Schätzung der Importnachfragefunktion, die Clostermann (1996) in seiner Untersuchung zum Einfluss des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz verwendet, reproduziert. Für die Verwendung dieses Modells sprechen eine Reihe von Gründen: Erstens, es ist – was die Auswahl der erklärenden Variablen angeht – eine typische Importnachfragefunktion. Zweitens, die verwendeten Variablen sind allgemein verfügbar, so dass die Gleichung problemlos reproduziert werden kann. Drittens, die ausgewiesenen Residuen- und Stabilitätstests geben keinen Anlass zu der Vermutung, dass das Modell fehlspezifiziert ist. Es sei jedoch ausdrücklich darauf hingewiesen, dass in diesem Abschnitt *unterstellt* wird, dass die Voraussetzungen für die von Clostermann vorgenommene Spezifikation der Importfunktion erfüllt sind. Das heißt, dass die verwendeten Variablen $I(1)$ sind, dass es genau einen Kointegrationsvektor gibt und dass jede Variable, die im Fehlerkorrekturterm steht, notwendiger Bestandteil der Kointegrationsbeziehung ist. Wenn in Abschnitt 4.4

die potentiellen Determinanten der deutschen Wareneinfuhr untersucht werden, werden diese Aspekte formal getestet.

4.2.1 Ableitung der Faktornachfrage

Clostermann (1996) leitet die funktionale Form der Importnachfrage aus einer CES Produktionsfunktion ab, die den technischen Zusammenhang zwischen den heimischen (H) und den importierten (M) Faktormengen und der Ausbringungsmenge (Y) beschreibt:

$$Y = [\alpha_1 H^{-\rho} + \alpha_2 M^{-\rho}]^{-\frac{\varphi}{\rho}}. \quad (4.1)$$

Die hieraus abgeleitete Importfunktion lautet (in logarithmierter Form)⁵

$$m = \beta_0 + \beta_1 y - \beta_2 (p_M - p), \quad (4.2)$$

wobei m für die Menge der eingeführten Waren (in logs), y für die Outputmenge (in logs), p_M für den Importpreis (in logs) und p für das Outputpreisniveau (in logs) steht. Die Importnachfrage ist demnach abhängig von der inländischen Produktion und dem relativen Importpreis. Des Weiteren gilt, dass $\beta_0 = \frac{1}{1+\rho}(\ln \alpha_2 + \ln \varphi)$, $\beta_1 = \frac{\varphi+\rho}{\varphi(1+\rho)}$ und $\beta_2 = \frac{1}{1+\rho}$ ist.

4.2.2 Daten

Die zu erklärende Variable ist die deutsche Wareneinfuhr in der Abgrenzung des Spezialhandels (cif), die auf Basis der Einfuhrpreise deflationiert wurde (*MG95*). Als inländische Nachfragevariable wird das reale Bruttoinlandsprodukt (*GDP95*) verwendet und die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der Importe wird durch den relativen Importpreis modelliert, der durch das Verhältnis von Einfuhrpreis und

⁵Die Ableitung der Faktornachfrage wird in Abschnitt 8.2 erläutert.

inländischem Gesamtabsatzdeflator beschrieben wird ($PREL_{pgdpm}$).⁶ Des Weiteren werden zwei Stufendummies verwendet, um Niveauverschiebungen in einzelnen Zeitreihen aufzufangen. Die erste Stufendummy ($s9101$) korrigiert den vereinigungsbedingten Bruch in den Zeitreihen für die realen Importe und für das reale BIP. Sie ist Null für den Zeitraum 1975:1-1990:4 und Eins ab 1991:1. Die zweite Stufendummy ($s9301$) fängt einen statistischen Bruch in der Außenhandelsstatistik Anfang 1993 auf. Im Zuge der Vollendung des Europäischen Binnenmarktes war seinerzeit die zeitlich Zuordnung von Lieferungen und Bezügen geändert worden. Diese Dummy ist Null für den Zeitraum 1975:1-1992:4 und Eins ab dem ersten Quartal 1993.

In einem Punkt unterscheidet sich die reproduzierte Schätzgleichung von ihrem Original. Während Clostermann die Importfunktion auf Basis saisonbereinigter Zeitreihen schätzt, werden hier Ursprungswerte verwendet. Der Grund liegt darin, dass Clostermann die Daten seinerzeit in Eviews (Version 2.0) mit der Prozedur "Ratio to Moving Average – Multiplicative" saisonbereinigt hat. Da diese Art der Saisonbereinigung hier nicht reproduziert werden kann, werden im folgenden zentrierte Saisondummies⁷ (csd) verwendet, um das in den Daten enthaltene Saisonmuster zu modellieren.

Die Importfunktion wird wie bei Clostermann für den Beobachtungszeitraum 1975:1-1995:4 geschätzt, wobei sich die Daten von 1975:1-1990:4 auf Westdeutschland und ab 1991:1 auf Gesamtdeutschland beziehen. Alle Zeitreihen sind logarithmiert.

⁶Da im Gesamtabsatzdeflator auch Preise nicht handelbarer Güter enthalten sind, schätzt Clostermann eine zweite Importfunktion, wobei er das Verhältnis von Einfuhrpreis zu inländischen Erzeugerpreisen als relativen Importpreis verwendet. Auf die geschätzten Koeffizienten hat die Wahl des relativen Preises so gut wie keinen Einfluss. Vgl. Clostermann (1996), Tabelle 11, S.26 und Tabelle 12, S.27.

⁷Der Vorteil von zentrierten Saisondummies besteht darin, dass sie sich über das Jahr zu Null summieren und deshalb die Konstante nicht beeinflussen. Das Absolutglied beinhaltet folglich keine Saisoneffekte mehr.

4.2.3 Modellspezifikation

Die Importfunktion wird als Einzelgleichungs-Fehlerkorrekturmodell (EGFKM) spezifiziert und mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt.⁸ Die Langfristbeziehung wird nichtlinear geschätzt, was den Vorteil hat, dass die t-Werte der Koeffizienten unmittelbar interpretiert werden können.

Importfunktion Clostermann (Original) (t-Werte in Klammern)

$$\begin{aligned} \Delta \ln MG95_t = & -0,76 [\ln MG95_{t-1} - 1,90 \ln GDP95_{t-1} + 0,18 \ln PREL_{pgdpm_{t-1}} \\ & (-6,5) \qquad \qquad \qquad (-43,1) \qquad \qquad \qquad (4,5) \\ & -2,68 + 0,07s9301_t + 0,11 s9101_t] + 1,51 \Delta \ln GDP95_t \\ & (-6,6) \quad (5,5) \qquad \qquad (7,0) \qquad \qquad (7,5) \\ & + 0,21 \Delta \ln MG95_{t-2} + 0,13 \Delta \ln MG95_{t-4} \\ & (2,8) \qquad \qquad \qquad (1,9) \\ & - 0,09 i9301_t - 0,05 i9101_t + \hat{u}_{1t} \\ & (-4,2) \qquad \qquad \qquad (-1,8) \end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,63$, $SEE=0,02$, $ARCH(4)=[0,60]$, $NORM=[0,56]$, $Cusum/Cusum^2$: stabil

Importfunktion Clostermann (reproduziert)

$$\begin{aligned} \Delta \ln MG95_t = & -0,61 [\ln MG95_{t-1} - 1,90 \ln GDP95_{t-1} + 0,21 \ln PREL_{pgdpm_{t-1}} \\ & (-6,0) \qquad \qquad \qquad (-38,8) \qquad \qquad \qquad (4,0) \\ & + 5,99 + 0,06s9301_t + 0,16 s9101_t] + 1,30 \Delta \ln GDP95_t \\ & (13,1) \quad (3,2) \qquad \qquad (7,6) \qquad \qquad (7,4) \\ & + 0,15 \Delta \ln MG95_{t-2} + 0,27 \Delta \ln MG95_{t-4} + 0,07 csd_{1t} \\ & (2,1) \qquad \qquad \qquad (4,1) \qquad \qquad \qquad (3,3) \\ & + 0,00 csd_{2t} - 0,02 csd_{3t} - 0,10 i9301_t - 0,01 i9101_t + \hat{u}_{2t} \\ & (0,2) \qquad \qquad \qquad (-1,2) \qquad \qquad \qquad (-4,2) \qquad \qquad \qquad (-0,4) \end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,85$, $SEE=0,02$, $LM(4)=[0,23]$, $LM(8)=[0,15]$, $ARCH(4)=[0,45]$, $RESET-Test=[0,58]$, $NORM=[0,84]$, $Cusum/Cusum^2$: stabil

⁸Die Schätzungen wurden mit Eviews (Version 4.0) durchgeführt.

Ein Vergleich der beiden Importfunktionen zeigt, dass die Schätzung von Clostermann verlässlich reproduziert wurde. Die Koeffizienten in der Langfristbeziehung sind nahezu identisch und auch die in der Kurzfrisdynamik sind sehr ähnlich. Deutliche Abweichungen gibt es allein bei der Konstante, was darauf hindeutet, dass Clostermann indexierte Zeitreihen verwendet hat. Des Weiteren ist das \bar{R}^2 für die reproduzierte Gleichung größer, weil diese Schätzung auf Ursprungswerten beruht, während Clostermann saisonbereinigte Zeitreihen verwendet. Beide Modelle zeigen keinerlei Anzeichen von Fehlspezifikation oder Parameterinstabilität (p-values in eckigen Klammern).

Die Probleme zeigen sich, wenn das Modell für eine Out-of-sample-Prognose verwendet wird. Hier wurden die realen Warenimporte für den Zeitraum 1996:1-2003:4 anhand einer dynamischen Prognose vorhergesagt. Das heißt, dass die prognostizierten Werte das Ergebnis einer Abfolge von h-Schritt-Prognosen mit $h = 1, 2, \dots, 32$ sind. In Abbildung 4.1 sind die realisierten Werte der Warenimporte (dicke blaue Linie) und die prognostizierten Werte (dünne rote Linie) abgetragen.

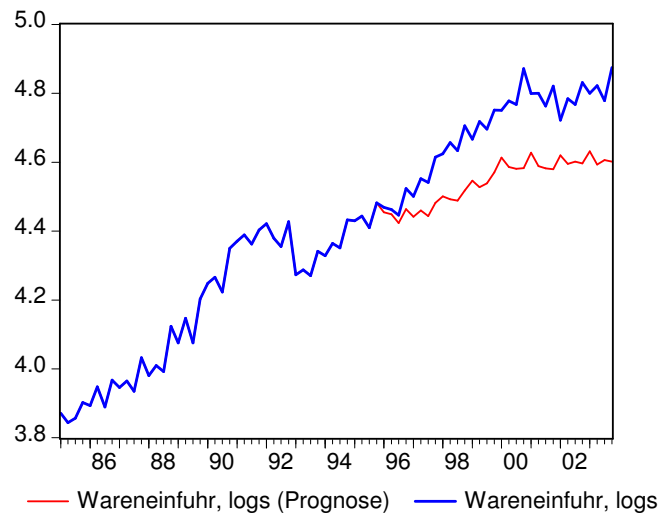


Abbildung 4.1: Out-of-sample-Prognose der Einfuhr für die Jahre 1996:1-2003:4 (Spezifikation: Clostermann)

Im gesamten Prognosezeitraum wird die Entwicklung der Warenimporte dramatisch unterschätzt. Die Zerlegung des mittleren quadratischen Prognosefehlers in Bias-, Varianz- und Kovarianz-Anteil ergibt, dass 83% des Prognosefehlers auf dem systematischen und nur 4% auf dem unsystematischen Fehler beruhen. Der Varianz-Anteil am gesamten Prognosefehler beträgt 13%.

Da die Entwicklung der Wareneinfuhr im gesamten Prognosezeitraum systematisch unterschätzt wird, stellt sich die Frage, wie stabil die Langfristbeziehung ist. Bleibt diese bestehen, wenn der Schätzzeitraum verändert wird? Um diesen Aspekt näher zu untersuchen, wird die Schätzung der Importfunktion für drei verschiedene Beobachtungszeiträume wiederholt, wobei das Fehlerkorrekturmodell hinsichtlich der Kurzfrisdynamik für jeden Beobachtungszeitraum neu angepasst wird.⁹ Die Fehlerkorrekturterme sind in Tabelle 4.3 zusammengestellt.

Schätzzeitraum	1975:1-1995:4	1975:1-2003:4	1980:1-1995:4	1980:1-2003:4
Fehlerkorrekturterm				
$\ln MG95$	1,00	1,00	1,00	1,00
$\ln GDP95$ (t-Werte)	-1,90 (-38,78)	-1,93 (-4,55)	-2,30 (-12,28)	-3,02 (-10,72)
$\ln PREL_{pgdpm}$ (t-Werte)	0,21 (4,01)	1,09 (1,38)	0,01 (0,10)	-0,11 (-0,50)
s9101 (t-Werte)	0,16 (7,57)	0,45 (1,98)	-0,13 (-5,64)	0,50 (5,19)
s9301 (t-Werte)	0,06 (3,18)	-0,09 (-0,59)	-0,02 (-1,76)	-0,05 (-0,91)
Ladungskoeffizient (t-Werte)	-0,61*** (-5,95)	-0,08 (-1,76)	-0,52** (-4,62)	-0,19 (-3,51)
*** (**) 1% (5%) Irrtumswahrscheinlichkeit				

Tabelle 4.3: Einkommens- und Preiselastizitäten der Importnachfrage in Abhängigkeit vom Beobachtungszeitraum

⁹Man erhält qualitativ die selben Ergebnisse, wenn man die Spezifikation von Clostermann verwendet und jeweils nur den Schätzzeitraum variiert.

Die Kointegrationsbeziehung, die Clostermann für den Beobachtungszeitraum 1975:1-1995:4 gefunden hat, besteht für die anderen Schätzzeiträume nicht. Für die Beobachtungszeiträume 1975:1-2003:4 und 1980:1-2003:4 kann die Nullhypothese, dass keine Kointegration in der Fehlerkorrekturgleichung besteht, nicht verworfen werden. Für den Schätzzeitraum 1980:1-1995:4 wird zwar eine Kointegrationsbeziehung zum 5%-Signifikanzniveau gefunden – allerdings handelt es sich um eine andere Langfristbeziehung, da der relative Importpreis nicht signifikant ist. Eine Veränderung des Schätzzeitraums führt in allen drei Fällen zu dem selben Ergebnis: während die inländische Aktivitätsvariable im Fehlerkorrekturterm stets signifikant ist, ist der relative Importpreis immer insignifikant. Im Beobachtungszeitraum 1980:1-2003:4 wechselt er sogar das Vorzeichen.

Weshalb versagt das Modell? Ist ein Strukturbruch eingetreten? Ist der langfristige Zusammenhang zwischen der Wareneinfuhr, dem relativen Importpreis und der inländischen Aktivitätsvariable zerstört? Haben sich Mitte der 90er Jahre umwälzende Veränderungen vollzogen, so dass ein bislang unbekannter aber wichtiger Erklärungsfaktor in der Importfunktion fehlt?¹⁰ Der Umstand, dass die ohnehin sehr geringe Preiselastizität der Importnachfrage bei einer Variation des Beobachtungszeitraums stark an Signifikanz verliert, deutet darauf hin, dass hinter dem “Puzzle“ ein Aggregationsproblem in den Daten stecken könnte.

4.3 Aggregationsprobleme

Bereits in den vierziger Jahren des 20. Jahrhunderts sind die Einkommens- und Preiselastizitäten im Außenhandel für eine Reihe von Ländern untersucht worden. Damals wurden Preiselastizitäten der Import- und der Exportnachfrage ermittelt, die (betragsmäßig) deutlich kleiner als Eins waren.¹¹ Dieses Ergebnis löste seinerzeit eine heftige Debatte darüber aus, ob die Marshall-Lerner Bedin-

¹⁰In diese Richtung geht Strauß (2003), indem er eine Variable in die Gleichung aufnimmt, die die Effekte der Globalisierung auffangen soll.

¹¹Für eine umfangreiche Liste dieser Untersuchungen vgl. Orcutt (1950), Fußnote 3.

gung¹², deren Gültigkeit man bis dahin stets unterstellt hatte, tatsächlich erfüllt ist. Plötzlich schwand die Gewissheit, dass der Außenbeitrag bei einer Abwertung der heimischen Währung normal reagiert und sich verbessert, und machte Platz für den sogenannten Elastizitätspessimismus.

In seinem bekannten Aufsatz hat sich Orcutt (1950) ausführlich mit den Ursachen der niedrigen Preiselastizitäten im Außenhandel beschäftigt und eine Reihe von Faktoren angeführt, die für dieses empirische Phänomen verantwortlich sein könnten: der simultaneous-equation bias¹³, Messfehler und Aggregationsprobleme in den Daten sowie Fehlspezifikationen des Modells. In den vergangenen fünfzig Jahren wurden die ökonometrischen Methoden und die Datenlage soweit verbessert, dass auf Basis empirischer Erkenntnisse davon ausgegangen werden kann, dass der simultaneous-equation bias und Fehlspezifikationen des Modells nicht die Hauptursachen für die niedrigen Preiselastizitäten der Importnachfrage sind. Mittlerweile werden Importfunktionen standardmäßig als Fehlerkorrekturgleichungen auf Basis von Quartalsdaten und für ausreichend lange Beobachtungszeiträume geschätzt. Das heißt, dass die Modellierung dynamischer Anpassungsprozesse kein Problem mehr ist. Des Weiteren gibt es zunehmend empirische

¹²Die Marshall-Lerner Bedingung besagt, dass unter der Voraussetzung, dass die Angebotselastizitäten unendlich groß und die Handels- und die Dienstleistungsbilanz ausgeglichen sind, der Außenbeitrag auf Wechselkursänderungen normal reagiert, wenn die Nachfrageelastizitäten (das sind die Preiselastizitäten der Im- und der Exportnachfrage) betragsmäßig größer als Eins sind. Vgl. Jarchow und Rühmann (1991), S.58.

¹³Eine essentielle Voraussetzung für die Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) ist, dass die erklärenden Variablen exogen sind. Werden in Nachfragegleichungen zeitgleiche Preisvariablen als Erklärungsfaktoren verwendet, wird implizit vorausgesetzt, dass die Preise unabhängig von der Mengenentwicklung sind oder anders ausgedrückt, dass das Im- und Exportangebot unendlich preiselastisch ist. Für das Importangebot ist diese Annahme eher unproblematisch, weil das Importangebot für ein einzelnes Land identisch ist mit den gesamten Exporten der "übrigen Welt". Für das Exportangebot eines einzelnen Landes ist diese Annahme jedoch fraglich. Hier muss man davon ausgehen, dass Mengen und Preise simultan durch das Wechselspiel von Angebot und Nachfrage determiniert werden und Nachfrageschocks den Preis beeinflussen. In diesem Fall sind dann aber die zeitgleichen Preisterme als erklärende Variablen mit dem Störterm korreliert und der OLS-Schätzer ist dann verzerrt.

Evidenz dafür, dass man im Falle der Importe von einem vollkommen elastischen Angebot ausgehen kann (Meurers 2003).

Gültigkeit hat aber nach wie vor das Argument von Orcutt (1950), dass Aggregationsprobleme in den verwendeten Daten dafür verantwortlich sein können, dass in empirischen Untersuchungen regelmäßig zu geringe Preiselastizitäten ermittelt werden. Orcutt (1950) sieht die Gefahr von Aggregationsproblemen in erster Linie beim aggregierten Preisindex. Während es für einzelne Branchen spezifische Preisindizes gibt, ist der für das Aggregat synthetisch und dann verzerrt, wenn die Güter, die im Aggregat berücksichtigt sind, sehr unterschiedliche Preiselastizitäten aufweisen. Die grundlegende Annahme ist, dass preisunelastische Güter typischerweise volatilere Preise haben, weil größere Preisbewegungen notwendig sind, um Mengenanpassungen herbeizuführen. Wenn preisunelastische Güter ein ausreichend großes Gewicht im aggregierten Preisindex haben, kann das zu Verzerrungen führen. Der aggregierte Preisindex wird dann volatiler sein und die geschätzte Preiselastizität der aggregierten Importnachfrage wird nach unten verzerrt. Als Lösung wird üblicherweise empfohlen, sektorale Importfunktionen zu schätzen oder Güter, die ähnliche Preiselastizitäten haben, zu größeren Gruppen zusammenzufassen. Da in der vorliegenden Untersuchung aggregierte Importe betrachtet werden, kann dieser Weg nicht beschritten werden. Man kann aber die Bedeutung der Wahl geeigneter Preisindizes näher untersuchen, indem man das inländische Preisniveau anhand verschiedener inländischer Preisindizes (z.B. Gesamtabsatzdeflator, BIP-Deflator, Deflator des privaten Verbrauchs, Erzeugerpreise etc.) modelliert und die geschätzten Preiselastizitäten miteinander vergleicht.

Das Aggregationsproblem betrifft aber nicht nur aggregierte Preisindizes, sondern auch aggregierte Aktivitätsvariablen. Wie im folgenden Kapitel am Beispiel der deutschen Warenexporte in die EWU gezeigt wird, hat die sorgfältige Konstruktion der Variable, die die aggregierte Nachfrage aus dem europäischen Ausland abbildet, nicht nur Einfluss auf die ermittelte Einkommenselastizität der deutschen Warenexporte, sondern auch auf die der Preiselastizität. Es ist deshalb zu erwarten, dass die Wahl geeigneter inländischer Aktivitätsvariablen

auch die Preiselastizität der Importnachfrage beeinflusst.

In Untersuchungen der aggregierten Importe werden typischerweise das BIP oder die Gesamtnachfrage (BIP+Importe) als inländische Aktivitätsvariable verwendet. Dabei ergeben sich zwei Probleme: Wenn man stark aggregierte Nachfragevariablen verwendet, unterstellt man, dass Veränderungen in den einzelnen Komponenten identisch auf die Importnachfrage wirken. Diese Annahme ist unplausibel, da die verschiedenen BIP-Komponenten einen unterschiedlich großen Importgehalt haben, d.h. wenn die Exporte um 10% steigen, dann erhöht sich die Importnachfrage um $x\%$; wenn hingegen der private Konsum um 10% steigt, dann erhöht sich die Importnachfrage um $y\%$. Des Weiteren sind die einzelnen BIP-Komponenten unterschiedlich preiselastisch.

Man kann das Problem entschärfen, indem man eine gewichtete Aktivitätsvariable verwendet. So könnte man z.B. die einzelnen BIP-Komponenten mit ihrem jeweiligen Importgehalt gewichten, den man auf Basis der Input-Output-Tabellen berechnen kann. Es besteht jedoch das Problem, dass die Input-Output-Tabellen nur jährliche Informationen enthalten und erst mit großer zeitlicher Verzögerung vorliegen. Derzeit gibt es für Deutschland nur konsistente Daten für die Jahre 1991-2000. Für die Jahre davor und danach müsste man Annahmen treffen, was jedoch recht schwierig ist. Wie sollte man am aktuellen Rand verfahren, wenn man weiß, dass die Importe in den Jahren 2001 und 2002 eingebrochen sind, die Entwicklung der jeweiligen Importanteile aber nicht kennt? Eine Alternative stellt die Verwendung der einzelnen Komponenten der Gesamtnachfrage dar. Dieses Vorgehen hat zwei wesentliche Vorteile. Erstens, es wird zunächst getestet, welche Komponenten überhaupt zur Kointegrationsbeziehung gehören. Zweitens, dadurch dass die Koeffizienten frei geschätzt werden, werden Fehler vermieden, die durch falsche Gewichtungen entstehen, wenn man verschiedene Komponenten zu einer aggregierten Größe zusammenfasst. Im folgenden Abschnitt werden die wichtigsten Komponenten der Gesamtnachfrage näher untersucht – das sind die Warenexporte, die Bruttoanlageinvestitionen und der private Konsum, die zusammen mehr als 82% der Gesamtnachfrage ausmachen.

4.4 Empirische Analyse der Importnachfrage

In diesem Abschnitt werden die Bestimmungsfaktoren der deutschen Wareneinfuhr untersucht. Die Gruppe der erklärenden Variablen umfasst neben den in der Literatur bevorzugten aggregierten inländischen Aktivitätsvariablen auch einzelne Komponenten der Gesamtnachfrage. Die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der Importe wird anhand verschiedener relativer Importpreise gemessen, wobei das inländische Preisniveau jeweils so gewählt wird, dass es mit dem Preisindex der jeweils verwendeten inländischen Aktivitätsvariable korrespondiert.

Da Importfunktionen eine theoretisch fundierte Verhaltenshypothese bezüglich der Importnachfrage widerspiegeln, wird untersucht, ob zwischen der Wareneinfuhr und ihren möglichen Determinanten eine ökonomisch gehaltvolle Langfristbeziehung besteht, was – ökonometrisch gesprochen – gleichbedeutend damit ist, dass diese Variablen kointegriert sind. Da im Rahmen dieser Untersuchung auch der Frage nachgegangen werden soll, ob die gefundenen Kointegrationsbeziehungen im Zeitablauf stabil sind, wird die gesamte ökonometrische Analyse für die Beobachtungszeiträume 1975:1-1995:4 und 1975:1-2003:4 durchgeführt.

4.4.1 Daten

Die zu erklärende Variable ist die reale deutsche Wareneinfuhr ($MG95$).¹⁴ Die inländische Nachfrage wird alternativ durch das reale BIP ($GDP95$), die reale Gesamtnachfrage ($GDPM95$), den realen privaten Konsum ($C95$), das reale verfügbare Einkommen ($DISPY95$), die reale Warenausfuhr ($XG95$) und die realen Bruttoanlageinvestitionen ($IFC95$) modelliert. Alle Zeitreihen stammen aus

¹⁴Die Ergebnisse sind unabhängig davon, ob die Wareneinfuhr in der Abgrenzung der VGR oder des Spezialhandels (wie in Abschnitt 4.2.2) verwendet wird. Nominal sind diese Zeitreihen nahezu identisch. Da der Preisindex der Wareneinfuhr (VGR) und der Einfuhrpreisindex (Außenhandelsstatistik) sehr ähnlich verlaufen, haben auch die auf Basis dieser Preisindizes berechneten realen Warenimporte einen sehr ähnlichen Verlauf.

der VGR und sind in festen Preisen des Jahres 1995 ausgedrückt. Die preisliche Wettbewerbsfähigkeit wird durch verschiedene relative Importpreise beschrieben: Preisindex der Wareneinfuhr/Erzeugerpreise ($PREL_{ppi}$), Preisindex der Wareneinfuhr/BIP-Deflator ($PREL_{pgdp}$), Preisindex der Wareneinfuhr/Gesamtabsatzdeflator ($PREL_{pgdpm}$), Preisindex der Wareneinfuhr/Deflator des privaten Konsums ($PREL_{pc}$), Preisindex der Wareneinfuhr/Preisindex der Bruttoanlageinvestitionen ($PREL_{pic}$), Preisindex der Wareneinfuhr/Preisindex der Warenausfuhr ($PREL_{pxg}$) sowie Preisindex der Wareneinfuhr/Preisindex für Warenausfuhr und Bruttoanlageinvestitionen ($PREL_{picxg}$). Bis auf die Erzeugerpreise stammen alle Preisreihen aus der VGR bzw. wurden auf Basis von VGR-Zeitreihen berechnet.

Bei den verwendeten Zeitreihen handelt es sich um nicht saisonbereinigte Quartalsdaten, die für den Beobachtungszeitraum 1975:1-2003:4 zur Verfügung stehen. Bis einschließlich 1990:4 beziehen sich die Daten auf Westdeutschland, ab 1991:1 auf Gesamtdeutschland. Alle Zeitreihen wurden logarithmiert. Eine Liste der Datenquellen sowie Abbildungen der verwendeten Zeitreihen befinden sich in Abschnitt 8.2.

4.4.2 Einheitswurzeltests und Kointegrationsanalyse

Zunächst werden alle Zeitreihen einem Einheitswurzeltest unterzogen. Die VGR-Zeitreihen, die aufgrund der deutschen Wiedervereinigung einen Strukturbruch aufweisen, werden mit dem Perron-Test (Perron 1989) getestet, alle übrigen Zeitreihen mit dem augmented Dickey-Fuller-Test.¹⁵ Die Testergebnisse zeigen an, dass alle Zeitreihen integriert der Ordnung Eins sind (vgl. Tabelle 8.4 und 8.5, Abschnitt 8.2).¹⁶ Damit sind die Voraussetzungen für eine Kointegrationsanalyse erfüllt.

¹⁵Die Einheitswurzeltests werden in Abschnitt 8.5.2 im Anhang erläutert.

¹⁶In diesen Tabellen sind die genauen Spezifikationen der Tests angegeben. Die ökonomische Untersuchung wurde mit EVIEWS 4.0 und PcGive 10.0 durchgeführt.

Da im theoretischen Modell (Gleichung 4.2) davon ausgegangen wird, dass die Langfristbeziehung mehr als zwei Variablen enthält, können auch mehr als eine Kointegrationsbeziehung existieren. Deshalb wird im Folgenden anhand des Johansen-Kointegrationstests auf die Anzahl der bestehenden Kointegrationsvektoren getestet. Das Johansen-Verfahren (Johansen 1995) beruht auf einem multivariaten VAR-Modell, das zu einem Vektor-Fehlerkorrekturmodell (VECM) umgeformt und zur Schätzung des Kointegrationsrangs und der Kointegrationsbeziehung verwendet werden kann.¹⁷ Im ersten Schritt wird ein unrestringiertes VAR geschätzt, dessen Lag-Länge in dieser Untersuchung anhand des Akaike Informationskriteriums (AIC) festgelegt wird. Die vom AIC vorgeschlagene Lag-Länge wird akzeptiert, wenn die Residuen frei von Autokorrelation sind. Ist dies nicht der Fall, wird die Lag-Länge Schritt für Schritt verlängert, bis die Autokorrelation in den Residuen verschwunden ist. Anschließend wird das mit dem VAR korrespondierende VECM geschätzt und die Anzahl der bestehenden Kointegrationsvektoren anhand des Trace-Tests für kleine Stichproben¹⁸ bestimmt.

Die Ergebnisse des Johansen-Tests hängen stark von der Modellierung der Deterministik im VECM ab. Deshalb werden zunächst die zugrunde liegenden Annahmen dargestellt. Da nicht saisonbereinigte Daten verwendet werden, muss das Saisonmuster anhand von Saisondummies modelliert werden. Wie von Johansen (1995) vorgeschlagen, werden in dieser Untersuchung zentrierte Saisondummies verwendet. Diese haben den Vorteil, dass sie sich in der Jahressumme zu Null addieren und das Absolutglied somit keine Saisoneffekte mehr enthält. Hinsichtlich der Trends in den Daten wird unterstellt, dass die Zeitreihen einen linearen Trend im Niveau aufweisen, dass es aber keinen Trend in den Kointegrationsvektoren gibt. Deshalb wird beim Johansen-Test eine Konstante in den Kointegrationsvektoren und in der Kurzfrisdynamik berücksichtigt.

Eine Vielzahl von Variablenkombinationen wurde systematisch auf Kointegration getestet und zwar sowohl für den Beobachtungszeitraum 1975:1-1995:4 als auch für 1975:1-2003:4 (vgl. Tabellen 8.6-8.11, Abschnitt 8.2). In der kürzeren Peri-

¹⁷Das Johansen-Verfahren wird in Abschnitt 8.5.3 im Anhang erläutert.

¹⁸Für die Herleitung der kritischen Werte vgl. Doornik (1999).

oder gibt es zwischen den Importen und der aggregierten Nachfragevariable (BIP bzw. Gesamtnachfrage) unter Einbeziehung einer Stufendummy (s_{9101}), die den vereinigungsbedingten Bruch in den VGR-Aggregaten korrigiert, eine Kointegrationsbeziehung (vgl. Tabelle 8.6, Abschnitt 8.2). Dieser Zusammenhang besteht jedoch nicht im Beobachtungszeitraum 1975:1-2003:4. Auch wenn zusätzlich ein mit der jeweiligen Aktivitätsvariable korrespondierender relativer Importpreis berücksichtigt wird, zeigt der Johansen-Test keine Kointegrationsbeziehung an (vgl. Tabellen 8.7 und 8.8, Abschnitt 8.2). Das heißt: Die üblicherweise postulierte Langfristbeziehung zwischen Importen, BIP und relativem Importpreis existiert in den hier untersuchten Zeiträumen nicht. Während in dem längeren Zeitraum überhaupt keine Kointegrationsbeziehung gefunden wird, besteht in dem kürzeren Zeitraum bereits eine Langfristbeziehung zwischen den Importen und dem BIP unter Einbeziehung der Stufendummy (s_{9101}); d.h. die Spezifikation von Clostermann, die den relativen Importpreis mit einbezieht, muss in Frage gestellt werden.¹⁹

Neben den aggregierten Nachfragevariablen sind auch einzelne Komponenten der Gesamtnachfrage daraufhin getestet worden, ob sie als Aktivitätsvariablen verwendet werden können. Im Beobachtungszeitraum 1975:1-1995:4 gibt es zwischen den Importen und dem privaten Konsum (bzw. dem verfügbaren Einkommen) unter Einbeziehung der Stufendummy (s_{9101}) eine Kointegrationsbeziehung (vgl. Tabelle 8.6, Abschnitt 8.2). Diese Beziehungen bestehen aber wiederum nicht im Beobachtungszeitraum 1975:1-2003:4. Auch wenn die Nachfrage durch privaten Konsum (bzw. verfügbares Einkommen) in Verbindung mit Investitionen oder

¹⁹An dieser Stelle sei noch einmal darauf hingewiesen, dass Clostermann etwas andere Daten verwendet. In seiner Untersuchung wurden die nominalen Warenimporte mit dem Einfuhrpreisindex (statt mit dem Preisindex der Wareneinfuhr (VGR)) deflationiert und der relative Importpreis ist das Verhältnis von Einfuhrpreisindex (statt Preisindex der Wareneinfuhr (VGR)) zum Gesamtabsatzdeflator. Wie bereits eingangs erwähnt, verlaufen Einfuhrpreisindex und Preisindex der Wareneinfuhr (VGR) sehr ähnlich, so dass keine grundsätzlich anderen Ergebnisse zu erwarten sind. Selbstverständlich wurden auch diese Zeitreihen dem Johansen-Test unterzogen. Die Ergebnisse stimmen mit den obigen vollkommen überein, so dass die Kritik an der Spezifikation von Clostermann abgesichert ist.

mit Exporten modelliert und ein relativer Importpreis berücksichtigt wird, zeigt der Johansen-Test keine Kointegrationsbeziehung an (vgl. Tabelle 8.9, Abschnitt 8.2).

Die einzigen Kointegrationsbeziehungen, die in *beiden* Beobachtungszeiträumen bestehen, sind die zwischen Importen, Bruttoanlageinvestitionen, Warenexporten und relativen Importpreisen (vgl. Tabellen 8.10 und 8.11, Abschnitt 8.2). Sie werden im Folgenden näher untersucht. Die Stufendummy (*s9101*) ist nicht Bestandteil der Langfristbeziehung. Sie wurde im Johansen-Ansatz getestet, war jedoch immer insignifikant. Die Kointegrationsbeziehungen sind bis auf eine Ausnahme²⁰ zum 1%-Niveau signifikant. Interessanterweise spielt die Wahl des inländischen Preisniveaus für die Performance der verschiedenen relativen Importpreise keine entscheidende Rolle. Tendenziell schneiden aber die relativen Importpreise besser ab, bei denen das inländische Preisniveau durch einen breiten Preisindex modelliert wird. Dass Investitionen und Exporte – nicht aber der private Konsum – Bestandteil der Kointegrationsbeziehung sind, zeigt an, dass die Importnachfrage in Deutschland langfristig von der Produktionsseite getrieben wird. Diese Einschätzung wird durch die Tatsache gestützt, dass 2/3 der deutschen Warenimporte aus Vorleistungs- und Investitionsgütern bestehen (vgl. Tabelle 8.12, Abschnitt 8.2).

Der Johansen-Test zeigt in allen Fällen genau einen Kointegrationsvektor an (vgl. Tabellen 8.10 und 8.11, Abschnitt 8.2). Als nächstes wird deshalb geprüft, ob das VECM, das ein System von Fehlerkorrekturgleichungen ist, auf ein Einzelgleichungsmodell für die Importe reduziert werden kann. Solch eine Reduktion ist ohne Effizienzverlust möglich, wenn alle Variablen außer den Importen schwach exogen sind. Ob Investitionen, Exporte und relative Importpreise in Bezug auf die Wareneinfuhr schwach exogen sind, kann anhand ihrer Ladungskoeffizienten im VECM geprüft werden. Schwache Exogenität dieser Variablen bedeutet, dass Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht ausschließlich durch eine Anpassung der Importe korrigiert werden. Folglich müssen die Ladungskoeffizienten in den Fehlerkorrekturgleichungen für die Investitionen, die Exporte und die relativen

²⁰In diesem Fall wird das 1%-Niveau nur knapp verfehlt.

Importpreise Null sein. Für den Beobachtungszeitraum 1975:1-1995:4 muss die verbundene Hypothese für alle fünf Kointegrationsbeziehungen abgelehnt werden, was daran liegt, dass die relativen Importpreise nicht schwach exogen sind. Für den Zeitraum 1975:1-2003:4 kann die schwache Exogenität der Variablen hingegen nicht verworfen werden (vgl. Tabelle 8.10 und 8.11, Abschnitt 8.2). Der Umstand, dass die relativen Importpreise nicht schwach exogen in Bezug auf die Wareneinfuhr sind, bedeutet nicht, dass kein EGFKM geschätzt werden kann. Es bedeutet lediglich, dass der Einzelgleichungsansatz nicht effizient ist, weil nicht alle Informationen ausgenutzt werden. Üblicherweise wird argumentiert, dass zeitgleiche Veränderungen von erklärenden Variablen, die nicht schwach exogen sind, nicht im EGFKM berücksichtigt werden sollten. Das ist nicht zutreffend. Hassler und Wolters (2006) haben für den Fall, dass im Rahmen eines Fehlerkorrekturmodells (FKM) auf Kointegration getestet wird, gezeigt, dass der Test deutlich mehr "Power" hat, wenn im bedingten anstatt im unbedingten FKM getestet wird, wenn die erklärenden Variablen mit den Residuen korreliert sind. Im Folgenden werden für beide Stichproben bedingte EGFKM geschätzt, die als strukturelle Importfunktionen interpretiert werden können.

4.4.3 Modellspezifikation für den Schätzzeitraum 1975:1-1995:4

Alle Importfunktionen werden auf Basis logarithmierter Zeitreihen als EGFKM spezifiziert und mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt. Die Langfristbeziehung wird nichtlinear geschätzt, was den Vorteil hat, dass die entsprechenden t-Werte unmittelbar interpretiert werden können. Im Folgenden werden zunächst die Importfunktionen dargestellt, die für den Zeitraum 1975:1-1995:4 geschätzt wurden, und mit dem Modell von Clostermann verglichen. Die Bezeichnungen der verwendeten Variablen sind aus Abschnitt 4.4.1 bekannt. Zusätzlich wird noch eine Impulsdummy benötigt, um einen Ausreißer im 4. Quartal 1989 zu bereinigen. Diese Dummy ($i8904$) ist im 4. Quartal 1989 Eins und sonst Null.

Modell 1a

$$\Delta \ln MG95_t =$$

$$\begin{aligned} & -0,52 [\ln MG95_{t-1} -0,70 \ln XG95_{t-1} -0,48 \ln IFC95_{t-1} +0,26 \ln PREL_{pgdpt-1}] \\ & \quad (-6,4) \quad (-24,9) \quad (-9,5) \quad (4,5) \\ & +0,51 \Delta \ln XG95_t -0,14 \Delta \ln XG95_{t-1} +0,21 \Delta \ln IFC95_{t-3} \\ & \quad (7,5) \quad (-2,2) \quad (4,3) \\ & +0,15 \Delta \ln IFC95_{t-4} +0,26 \Delta \ln PREL_{pgdpt-2} -0,33 \Delta \ln PREL_{pgdpt-3} \\ & \quad (2,8) \quad (2,4) \quad (-3,2) \\ & +0,19 \Delta \ln DISPY95_{t-1} -0,09 \text{csd}_{1t} -0,02 \text{csd}_{2t} -0,09 \text{csd}_{3t} \\ & \quad (2,5) \quad (-3,5) \quad (-1,4) \quad (-4,9) \\ & +0,11 -0,07i9301_t +0,09 i9101_t +0,04 i8904_t + \hat{u}_{1t} \\ & \quad (0,5) \quad (-3,3) \quad (4,4) \quad (2,0) \end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,86$, $SEE=0,0181$, $LM(1)=[0,20]$, $LM(4)=[0,36]$, $LM(8)=[0,10]$, $ARCH(1)$
 $=[0,69]$, $White\text{-}Test=[0,33]$, $RESET\text{-}Test=[0,42]$, $NORM=[0,42]$, $Cusum/Cusum^2$:
 stabil

Modell 2a

$$\Delta \ln MG95_t =$$

$$\begin{aligned} & -0,53 [\ln MG95_{t-1} -0,69 \ln XG95_{t-1} -0,48 \ln IFC95_{t-1} +0,32 \ln PREL_{pgdpm_{t-1}}] \\ & \quad (-6,3) \quad (-25,0) \quad (-9,5) \quad (4,6) \\ & +0,5 \Delta \ln XG95_t -0,15 \Delta \ln XG95_{t-1} +0,22 \Delta \ln IFC95_{t-3} \\ & \quad (7,4) \quad (-2,3) \quad (4,4) \\ & +0,16 \Delta \ln IFC95_{t-4} +0,31 \Delta \ln PREL_{pgdpm_{t-2}} -0,39 \Delta \ln PREL_{pgdpm_{t-3}} \\ & \quad (2,8) \quad (2,4) \quad (-3,0) \\ & +0,18 \Delta \ln DISPY95_{t-1} -0,09 \text{csd}_{1t} -0,02 \text{csd}_{2t} -0,09 \text{csd}_{3t} \\ & \quad (2,3) \quad (-3,4) \quad (-1,4) \quad (-4,9) \\ & +0,27 -0,07i9301_t +0,09 i9101_t +0,04 i8904_t + \hat{u}_{2t} \\ & \quad (1,1) \quad (-3,3) \quad (4,4) \quad (2,0) \end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,86$, $SEE=0,0182$, $LM(1)=[0,22]$, $LM(4)=[0,41]$, $LM(8)=[0,11]$, $ARCH(1)$
 $=[0,53]$, $White\text{-}Test=[0,33]$, $RESET\text{-}Test=[0,47]$, $NORM=[0,45]$, $Cusum/Cusum^2$:
 stabil

Modell 3a

$$\Delta \ln MG95_t =$$

$$\begin{aligned}
& -0,59 [\ln MG95_{t-1} -0,71 \ln XG95_{t-1} -0,51 \ln IFC95_{t-1} +0,40 \ln PREL_{ppi_{t-1}}] \\
& \quad (-6,2) \quad (-27,3) \quad (-10,6) \quad (4,5) \\
& +0,48 \Delta \ln XG95_t -0,18 \Delta \ln XG95_{t-1} +0,14 \Delta \ln IFC95_t \\
& \quad (6,9) \quad (-2,6) \quad (1,6) \\
& +0,19 \Delta \ln IFC95_{t-3} +0,12 \Delta \ln IFC95_{t-4} +0,22 \Delta \ln PREL_{ppi_{t-1}} \\
& \quad (3,5) \quad (1,8) \quad (1,5) \\
& +0,32 \Delta \ln PREL_{ppi_{t-2}} -0,29 \Delta \ln PREL_{ppi_{t-3}} +0,18 \Delta \ln DISPY95_{t-1} \\
& \quad (2,2) \quad (-2,2) \quad (2,3) \\
& -0,03 csd_{1t} -0,02 csd_{2t} -0,05 csd_{3t} +0,40 -0,07i9301_t +0,06 i9101_t + \hat{u}_{3t} \\
& \quad (-0,9) \quad (-1,2) \quad (-2,4) \quad (1,3) \quad (-3,4) \quad (2,1)
\end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,85$, $SEE=0,0186$, $LM(1)=[0,13]$, $LM(4)=[0,29]$, $LM(8)=[0,16]$, $ARCH(1)$
 $=[0,93]$, $White-Test=[0,28]$, $RESET-Test=[0,61]$, $NORM=[0,40]$, $Cusum/Cusum^2$:
stabil

Modell 4a

$$\Delta \ln MG95_t =$$

$$\begin{aligned}
& -0,51 [\ln MG95_{t-1} -0,68 \ln XG95_{t-1} -0,50 \ln IFC95_{t-1} +0,34 \ln PREL_{pifcxg_{t-1}}] \\
& \quad (-6,0) \quad (-23,3) \quad (-10,1) \quad (4,5) \\
& +0,51 \Delta \ln XG95_t -0,13 \Delta \ln XG95_{t-1} +0,22 \Delta \ln IFC95_{t-3} \\
& \quad (7,3) \quad (-2,0) \quad (4,4) \\
& +0,16 \Delta \ln IFC95_{t-4} +0,24 \Delta \ln PREL_{pifcxg_{t-2}} -0,32 \Delta \ln PREL_{pifcxg_{t-3}} \\
& \quad (2,8) \quad (2,0) \quad (-2,5) \\
& +0,18 \Delta \ln DISPY95_{t-1} -0,07 csd_{1t} -0,02 csd_{2t} -0,06 csd_{3t} \\
& \quad (2,4) \quad (-2,9) \quad (-1,0) \quad (-3,9) \\
& +0,30 -0,07i9301_t +0,09 i9101_t +0,04 i8904_t + \hat{u}_{4t} \\
& \quad (1,1) \quad (-3,2) \quad (4,2) \quad (2,0)
\end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,85$, $SEE=0,0186$, $LM(1)=[0,17]$, $LM(4)=[0,47]$, $LM(8)=[0,27]$, $ARCH(1)$
 $=[0,51]$, $White-Test=[0,28]$, $RESET-Test=[0,44]$, $NORM=[0,54]$, $Cusum/Cusum^2$:
stabil

Modell 5a

$$\Delta \ln MG95_t =$$

$$\begin{aligned}
& -0,59 [\ln MG95_{t-1} -0,70 \ln XG95_{t-1} -0,52 \ln IFC95_{t-1} +0,25 \ln PREL_{pc_{t-1}}] \\
& \quad (-6,2) \quad (-27,9) \quad (-11,0) \quad (4,1) \\
& +0,49 \Delta \ln XG95_t -0,20 \Delta \ln XG95_{t-1} +0,16 \Delta \ln IFC95_t \\
& \quad (7,4) \quad (-2,9) \quad (2,0) \\
& +0,19 \Delta \ln IFC95_{t-3} +0,12 \Delta \ln IFC95_{t-4} +0,24 \Delta \ln PREL_{pc_{t-1}} \\
& \quad (3,6) \quad (2,0) \quad (2,0) \\
& -0,34 \Delta \ln PREL_{pc_{t-3}} +0,18 \Delta \ln DISPY95_{t-1} -0,02 \text{csd}_{1t} -0,02 \text{csd}_{2t} \\
& \quad (-3,1) \quad (2,5) \quad (-0,6) \quad (-1,3) \\
& -0,05 \text{csd}_{3t} -0,01 -0,07i9301_t +0,05 i9101_t +0,04 i8904_t + \hat{u}_{5t} \\
& \quad (-2,5) \quad (-0,0) \quad (-3,4) \quad (2,1) \quad (2,0)
\end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,86$, $SEE=0,0180$, $LM(1)=[0,33]$, $LM(4)=[0,26]$, $LM(8)=[0,21]$, $ARCH(1)$
 $=[0,70]$, $White\text{-}Test=[0,65]$, $RESET\text{-}Test=[0,90]$, $NORM=[0,40]$, $Cusum/Cusum^2$:
stabil

In allen fünf Importfunktionen besteht die Kointegrationsbeziehung zwischen den Warenimporten, den Warenexporten, den Bruttoanlageinvestitionen und einem relativen Importpreis. Alle Kointegrationsbeziehungen sind hoch signifikant. Der kritische Wert zum 1%-Niveau beträgt für diese Spezifikation -4.51.²¹ Die t-Werte der geschätzten Ladungskoeffizienten sind in allen Fällen deutlich kleiner als dieser kritische Wert. Damit kann die Nullhypothese, dass keine Kointegrationsbeziehung vorliegt, eindeutig verworfen werden. Das Ergebnis des Johansen-Tests wird somit bestätigt.

²¹Da mindestens einer der 3 stochastischen Regressoren einen linearen Trend hat, aber kein linearer Trend in der Fehlerkorrekturgleichung geschätzt wird, müssen die kritischen Werte für eine Spezifikation mit Konstante und Trend und zwei stochastischen Regressoren verwendet werden (vgl. Hassler 2004, S.108). Die kritischen Werte stammen aus Hassler (2004), Tabelle 4.

Die Langfristbeziehungen sind hinsichtlich der Größe der geschätzten Preis- und Aktivitätselastizitäten²² sehr ähnlich: Der Koeffizient der Warenexporte wird auf etwa 0,7, der der Investitionen auf etwa 0,5 geschätzt. Damit ergibt sich eine Elastizität der deutschen Importe in Bezug auf die wirtschaftliche Aktivität im Inland von etwa 0,6.²³ Eine Erhöhung der wirtschaftlichen Aktivität um 1% führt demnach nur zu einer Erhöhung der Einfuhr um etwa 0,6%. Dieser unterproportionale Anstieg der Importe ist ein Indiz dafür, dass ausreichende Produktionskapazitäten in Deutschland vorhanden sind, so dass Importe langfristig in einem gewissen Umfang durch inländische Erzeugnisse substituiert werden können. Dieses Ergebnis steht in starkem Kontrast zu den Ergebnissen von Clostermann sowie einer Vielzahl anderer empirischer Studien, die eine Einkommenselastizität der deutschen Importnachfrage von etwa Zwei schätzen.²⁴ Vor dem Hintergrund der in Abschnitt 3.3 skizzierten Diskussion sind diese außerordentlich hohen Elastizitäten zumindest erklärungsbedürftig. Die Preiselastizitäten der Importnachfrage liegen in dieser Untersuchung zwischen -0,25 und -0,40 und sind (absolut betrachtet) größer als die von Clostermann ermittelte Preiselastizität von -0,18. Die Nullhypothese, dass die geschätzten Koeffizienten in beiden Untersuchungen gleich sind, kann in drei von fünf Fällen zum 10% Niveau verworfen werden.

In den Modellen 1a-5a läuft die Kurzfristanpassung hauptsächlich über zeitgleiche und verzögerte Veränderungen der Exporte und der Investitionen sowie über verzögerte Veränderungen der relativen Importpreise. Die produktionsseitigen Faktoren spielen für die Importnachfrage also auch in der kurzen Frist eine wichtige Rolle. Aber nicht ausschließlich – die Berücksichtigung der verzögerten Veränderung des realen verfügbaren Einkommens spiegelt den kurzfristigen

²²Der Begriff *Einkommenselastizität* ist streng genommen nicht zutreffend, wenn die Aktivitätsvariable die wirtschaftliche Aktivität und nicht das Einkommen spiegelt. Deshalb sprechen wir im Folgenden von Aktivitätselastizität.

²³Diese Elastizität wurde wie folgt berechnet: Wenn die wirtschaftliche Aktivität im Inland durch die Exporte und die Investitionen approximiert wird, dann beträgt der Anteil der Exporte 65% und der Anteil der Investitionen 35%. Damit ergibt sich ein Gewichtungsfaktor von 0,65 für die Exporte und einer von 0,35 für die Investitionen. Die ausgewiesene Elastizität ist der Mittelwert der gewichteten Aktivitätselastizitäten der fünf Importfunktionen.

²⁴Vgl. auch Fußnote 17 in Abschnitt 3.3.

Einfluss der Konsumnachfrage wider. In dem Modell von Clostermann läuft die kurzfristige Anpassung hingegen ausschließlich über verzögerte Veränderungen der Importe und über die zeitgleiche Veränderung der inländischen Nachfrage.

Alle fünf Importfunktionen weisen eine sehr gute Anpassung an die Daten auf. Des Weiteren gibt es keinen Hinweis darauf, dass die Importfunktionen fehlspezifiziert oder dass die geschätzten Parameter instabil sind.²⁵ Da keine der Importfunktionen den anderen in Hinblick auf die statistischen Maße eindeutig überlegen ist, wird abschließend geprüft, ob sie sich hinsichtlich ihrer Prognoseeigenschaften unterscheiden. Dazu werden wieder dynamische Out-of-sample-Prognosen für den Zeitraum 1996:1-2003:4 erstellt, so dass die Ergebnisse mit denen aus Abschnitt 4.2.3 vergleichbar sind.

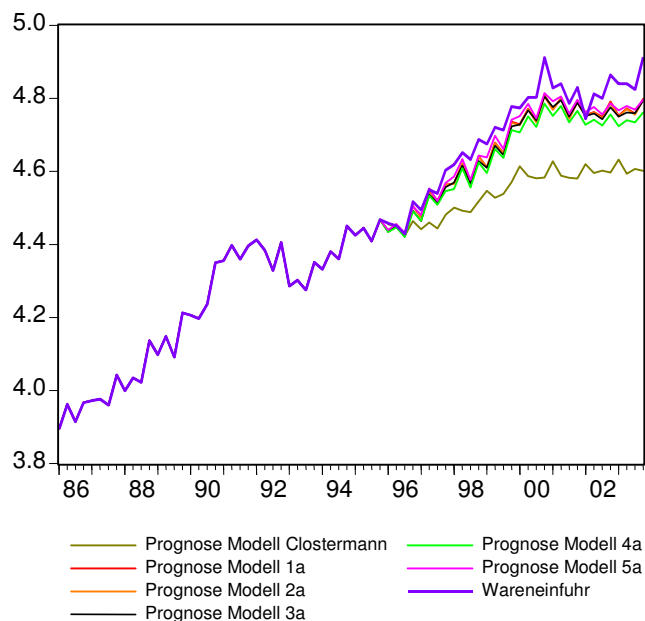


Abbildung 4.2: Out-of-sample-Prognose der Einfuhr für die Jahre 1996:1-2003:4 (Spezifikation: Stephan)

²⁵Für die Residuenanalyse wurde ein von C. Logeay erstelltes Eviews Programm verwendet.

Die fünf Importfunktionen unterscheiden sich kaum hinsichtlich ihrer Prognosegüte (Abbildung 4.2). Bis zum Einbruch der Importe im Jahr 2001 wird die Importentwicklung nur leicht unterschätzt. Danach werden die Unterschätzungen größer. Verglichen mit dem Modell von Clostermann liefern die hier geschätzten Importfunktionen deutlich bessere Prognosen. Ein Grund dafür könnte sein, dass in den Modellen 1a-5a die Kurzfristanpassung ausschließlich über Veränderungen der erklärenden Variablen läuft, die für die Prognose "exogen" sind. Das heißt, dass für die Prognose die tatsächlichen Werte dieser Variablen verwendet werden. Das Modell von Clostermann ist hingegen viel stärker autoregressiv. Für die Prognose ist nur das BIP "exogen", während für die verzögerten Veränderungen der Importe prognostizierte Werte verwendet werden.

4.4.4 Modellspezifikation für den Schätzzeitraum 1975:1-2003:4

Im Folgenden werden die Importfunktionen, die für den Beobachtungszeitraum 1975:1-2003:4 geschätzt wurden, dargestellt. Alle Kointegrationsbeziehungen sind zum 1%-Niveau signifikant. Sie sind wieder sehr ähnlich hinsichtlich der Größe der geschätzten Aktivitätselastizitäten: Der Koeffizient der Exporte wird auf knapp 0,8, der der Investitionen auf etwa 0,4 geschätzt. Somit liegt die Elastizität der deutschen Importnachfrage in Bezug auf die Aktivitätsvariablen bei etwa 0,7. Die Preiselastizitäten der Importnachfrage liegen zwischen -0,28 und -0,65 und sind damit (absolut betrachtet) deutlich größer als die von Clostermann ermittelte Preiselastizität von -0,18. Die Nullhypothese, dass die geschätzten Koeffizienten in beiden Untersuchungen gleich sind, kann diesmal in allen fünf Fällen zum 10%-Niveau verworfen werden.

Modell 1b

$$\Delta \ln MG95_t =$$

$$\begin{aligned} & -0,51 [\ln MG95_{t-1} -0,77 \ln XG95_{t-1} -0,43 \ln IFC95_{t-1} +0,28 \ln PREL_{pgdpt-1}] \\ & \quad (-6,6) \quad (-37,1) \quad (-8,5) \quad (4,7) \\ & +0,15 \Delta \ln MG95_{t-4} +0,48 \Delta \ln XG95_t -0,16 \Delta \ln XG95_{t-1} +0,15 \Delta \ln IFC95_t \\ & \quad (2,2) \quad (7,8) \quad (-2,6) \quad (2,5) \\ & +0,16 \Delta \ln IFC95_{t-3} +0,23 \Delta \ln PREL_{pgdpt-1} -0,20 \Delta \ln PREL_{pgdpt-3} \\ & \quad (3,6) \quad (2,2) \quad (-2,0) \\ & +0,13 \Delta \ln DISPY95_{t-1} -0,05 \text{csd}_{1t} -0,04 \text{csd}_{2t} -0,06 \text{csd}_{3t} \\ & \quad (2,0) \quad (-2,1) \quad (-2,2) \quad (-3,9) \\ & +0,12 -0,07i9301_t +0,04 i9101_t + \hat{u}_{1t} \\ & \quad (0,5) \quad (-3,2) \quad (1,7) \end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,83$, $SEE=0,0197$, $LM(1)=[0,25]$, $LM(4)=[0,44]$, $LM(8)=[0,65]$, $ARCH(1)$
 $= [0,61]$, $White\text{-}Test=[0,12]$, $RESET\text{-}Test=[0,77]$, $NORM=[0,71]$, $Cusum/Cusum^2$:
 stabil

Modell 2b

$$\Delta \ln MG95_t =$$

$$\begin{aligned} & -0,43 [\ln MG95_{t-1} -0,76 \ln XG95_{t-1} -0,38 \ln IFC95_{t-1} +0,43 \ln PREL_{pgdpm_{t-1}}] \\ & \quad (-6,6) \quad (-30,4) \quad (-6,4) \quad (5,0) \\ & +0,09 \Delta \ln MG95_{t-4} +0,48 \Delta \ln XG95_t -0,12 \Delta \ln XG95_{t-1} \\ & \quad (1,4) \quad (7,6) \quad (-2,0) \\ & +0,16 \Delta \ln IFC95_{t-3} +0,32 \Delta \ln PREL_{pgdpm_{t-2}} -0,27 \Delta \ln PREL_{pgdpm_{t-3}} \\ & \quad (3,6) \quad (2,5) \quad (-2,2) \\ & -0,08 \text{csd}_{1t} -0,02 \text{csd}_{2t} -0,08 \text{csd}_{3t} +0,52 -0,07i9301_t +0,08 i9101_t + \hat{u}_{2t} \\ & \quad (-3,6) \quad (-1,1) \quad (-4,5) \quad (2,0) \quad (-3,3) \quad (3,9) \end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,82$, $SEE=0,0200$, $LM(1)=[0,18]$, $LM(4)=[0,38]$, $LM(8)=[0,28]$, $ARCH(1)$
 $= [0,86]$, $White\text{-}Test=[0,13]$, $RESET\text{-}Test=[0,61]$, $NORM=[0,86]$, $Cusum/Cusum^2$:
 stabil

Modell 3b

$$\Delta \ln MG95_t =$$

$$\begin{aligned} & -0,35 \left[\ln MG95_{t-1} \quad -0,78 \ln XG95_{t-1} \quad -0,38 \ln IFC95_{t-1} \quad +0,65 \ln PREL_{ppi_{t-1}} \right] \\ & \quad \quad \quad (-5,2) \quad \quad \quad (-25,3) \quad \quad \quad (-5,2) \quad \quad \quad (4,3) \\ & -0,08 \Delta \ln MG95_{t-1} + 0,48 \Delta \ln XG95_t + 0,17 \Delta \ln IFC95_{t-3} \\ & \quad \quad \quad (-1,1) \quad \quad \quad (7,6) \quad \quad \quad (4,0) \\ & +0,43 \Delta \ln PREL_{ppi_{t-2}} - 0,22 \Delta \ln PREL_{ppi_{t-3}} - 0,09 \text{csd}_{1t} - 0,02 \text{csd}_{2t} - 0,07 \text{csd}_{3t} \\ & \quad \quad \quad (3,1) \quad \quad \quad (-1,6) \quad \quad \quad (-4,6) \quad \quad \quad (-1,7) \quad \quad \quad (-5,4) \\ & +0,76 - 0,07i9301_t + 0,08 i9101_t + \hat{u}_{3t} \\ & \quad \quad \quad (2,6) \quad \quad \quad (-3,2) \quad \quad \quad (3,9) \end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,82$, $SEE=0,0202$, $LM(1)=[0,26]$, $LM(4)=[0,31]$, $LM(8)=[0,20]$, $ARCH(1)$
 $=[0,66]$, $White\text{-}Test=[0,43]$, $RESET\text{-}Test=[0,42]$, $NORM=[0,44]$, $Cusum/Cusum^2$:
 stabil

Modell 4b

$$\Delta \ln MG95_t =$$

$$\begin{aligned} & -0,42 \left[\ln MG95_{t-1} \quad -0,77 \ln XG95_{t-1} \quad -0,45 \ln IFC95_{t-1} \quad +0,38 \ln PREL_{pifcag_{t-1}} \right] \\ & \quad \quad \quad (-6,0) \quad \quad \quad (-28,1) \quad \quad \quad (-7,8) \quad \quad \quad (4,4) \\ & +0,15 \Delta \ln MG95_{t-2} + 0,16 \Delta \ln MG95_{t-3} + 0,26 \Delta \ln MG95_{t-4} \\ & \quad \quad \quad (2,1) \quad \quad \quad (2,2) \quad \quad \quad (3,6) \\ & +0,51 \Delta \ln XG95_t - 0,11 \Delta \ln XG95_{t-1} - 0,17 \Delta \ln XG95_{t-4} \\ & \quad \quad \quad (8,0) \quad \quad \quad (-1,7) \quad \quad \quad (-2,6) \\ & -0,16 \Delta \ln IFC95_{t-1} - 0,14 \Delta \ln IFC95_{t-2} + 0,15 \Delta \ln DISPY95_{t-1} \\ & \quad \quad \quad (-2,4) \quad \quad \quad (-2,6) \quad \quad \quad (1,9) \\ & -0,06 \text{csd}_{1t} - 0,04 \text{csd}_{2t} - 0,06 \text{csd}_{3t} + 0,27 - 0,07i9301_t + 0,08 i9101_t + \hat{u}_{4t} \\ & \quad \quad \quad (-3,0) \quad \quad \quad (-1,8) \quad \quad \quad (-2,5) \quad \quad \quad (1,2) \quad \quad \quad (-2,8) \quad \quad \quad (3,4) \end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,81$, $SEE=0,0210$, $LM(1)=[0,25]$, $LM(4)=[0,33]$, $LM(8)=[0,52]$, $ARCH(1)$
 $=[0,78]$, $White\text{-}Test=[0,24]$, $RESET\text{-}Test=[0,67]$, $NORM=[0,77]$, $Cusum/Cusum^2$:
 stabil

Modell 5b

$$\Delta \ln MG95_t =$$

$$\begin{aligned} & -0,47 [\ln MG95_{t-1} -0,75 \ln XG95_{t-1} -0,39 \ln IFC95_{t-1} +0,41 \ln PREL_{pc_{t-1}}] \\ & \quad (-6,8) \quad (-33,6) \quad (-7,9) \quad (5,8) \\ & +0,08 \Delta \ln MG95_{t-3} +0,08 \Delta \ln MG95_{t-4} \\ & \quad (1,3) \quad (1,3) \\ & +0,45 \Delta \ln XG95_t -0,13 \Delta \ln XG95_{t-1} +0,17 \Delta \ln IFC95_{t-3} \\ & \quad (7,5) \quad (-2,2) \quad (3,7) \\ & +0,09 \Delta \ln IFC95_{t-4} +0,32 \Delta \ln PREL_{pc_{t-2}} -0,29 \Delta \ln PREL_{pc_{t-3}} \\ & \quad (1,8) \quad (2,9) \quad (-2,7) \\ & -0,07 csd_{1t} -0,03 csd_{2t} -0,07 csd_{3t} +0,52 -0,07 i9301_t +0,09 i9101_t + \hat{u}_{5t} \\ & \quad (-3,0) \quad (-1,7) \quad (-4,6) \quad (2,2) \quad (-3,3) \quad (4,1) \end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,84$, $SEE=0,0193$, $LM(1)=[0,16]$, $LM(4)=[0,60]$, $LM(8)=[0,38]$, $ARCH(1)=[0,72]$, $White-Test=[0,14]$, $RESET-Test=[0,77]$, $NORM=[0,95]$, $Cusum/Cusum^2$: stabil

Die Modelle 1b-5b unterscheiden sich von den Modellen 1a-5a hauptsächlich durch die Kurzfristedynamik. In den Modellen 1b-5b läuft die Kurzfristedanpassung auch wieder über zeitgleiche und verzögerte Veränderungen der Exporte und der Investitionen sowie über verzögerte Veränderungen der relativen Importpreise. Zusätzlich müssen jetzt aber verzögerte Veränderungen der Importe berücksichtigt werden, um Autokorrelation in den Residuen zu beseitigen. Des Weiteren ist in einigen Importfunktionen das verfügbare Einkommen, weil es nicht signifikant war, nicht länger Bestandteil der Kurzfristedanpassung.

Alle fünf Importfunktionen weisen wieder eine sehr gute Anpassung an die Daten auf. Es gibt keinen Hinweis darauf, dass die Importfunktionen fehlspezifiziert oder dass die geschätzten Koeffizienten instabil sind. Wenn man die Gleichungen anhand des Standardfehlers der Regression (SEE) beurteilt, dann schneiden Modell 5b und 1b, die das inländische Preisniveau durch den Deflator des privaten Konsums bzw. den BIP-Deflator modellieren, etwas besser ab als die übrigen Modelle. Die Unterschiede sind jedoch sehr gering, so dass kein Modell den anderen

eindeutig überlegen ist. Deshalb wird abschließend untersucht, ob zwischen den fünf Importfunktionen anhand ihrer Prognosegüte diskriminiert werden kann.

4.4.5 Evaluierung der Prognosegüte

Um die Prognosegüte der fünf Importfunktionen näher zu untersuchen, wird das folgende Experiment durchgeführt: Mit jeder Importfunktion wird eine Abfolge dynamischer Out-of-sample-Prognosen erstellt.²⁶ Die Schrittlänge h beträgt ein, zwei, vier und sechs Quartale. Der Prognosezeitraum ist 1996:1-2003:4. Das heißt, dass mit jeder Importfunktion jeweils vier Serien à 32 Prognosen erstellt werden. Damit für jede Schrittlänge h die gleiche Anzahl von Prognosen erstellt werden kann, muss der Schätzzeitraum für die Importfunktion in Abhängigkeit von h angepasst werden. Für die Prognose der Importe im ersten Quartal 1996 und einer Schrittlänge von $h = 1$ ist der Schätzzeitraum 1975:1-1995:4. Bei einer Schrittlänge von $h = 2$ ist der Schätzzeitraum 1975:1-1995:3 usw. Für die Prognose der Importe zum Zeitpunkt t werden die tatsächlichen Werte der zu erklärenden Variable, die zum Zeitpunkt $t-h$ verfügbar sind, und die tatsächlichen Werte der erklärenden Variablen, die zum Zeitpunkt t verfügbar sind, verwendet. Für die Prognose der Importe in $t+1$ wird der Schätzzeitraum um eine Beobachtung erweitert und die Importfunktion neu geschätzt und so fort.

Ein Maß für die Treffsicherheit der Prognose ist der root mean squared error (RMSE). Je geringer der RMSE ist, desto genauer ist die Prognose. Der RMSE wird für jedes Modell und für jede Schrittlänge h berechnet. Auf diese Weise kann geprüft werden, ob sich die Prognosegüte der jeweiligen Importfunktion in Abhängigkeit vom Prognosehorizont verändert. Die Summe der RMSE misst den gesamten Prognosefehler. Die Ergebnisse sind in Tabelle 4.4 zusammengestellt. Im unteren Teil ist die Treffsicherheit der verschiedenen Modelle in eine Rangfolge übersetzt. Die Gleichung mit dem kleinsten Prognosefehler belegt Rang 1, die mit dem größten Prognosefehler belegt Rang 5.

²⁶Für die Prognoseevaluierung wurden von F. Zinsmeister und S. Yahnych erstellte Eviews Programme verwendet.

Gemessen an der Summe der RMSE ist Gleichung 5b am besten und Gleichung 4b am schlechtesten für Prognosen geeignet. Während Gleichung 4b für alle h den größten Prognosefehler aufweist, unterscheiden sich die übrigen Importfunktionen bei unterjährigen Prognosen hinsichtlichlich der Treffsicherheit kaum.²⁷ Bei Prognosen von einem Jahr und mehr ist Gleichung 5b den anderen Gleichungen dann überlegen. Es ist bemerkenswert, dass die Gleichungen, die mit den – vom theoretischen Standpunkt aus betrachtet – passenden relativen Importpreisen ($PREL_{ppi}$ und $PREL_{pixg}$) spezifiziert wurden, die schlechtesten Prognoseeigenschaften aufweisen. Gleichwohl ist dieses Ergebnis plausibel, da die Kointegrationsbeziehungen in den betreffenden Gleichungen am schwächsten sind.

Root Mean Squared Errors						
Modell	rel. Importpreis	$h = 1$	$h = 2$	$h = 4$	$h = 6$	Summe RMSE
1b	$PREL_{pgdp}$	0,0232	0,0270	0,0304	0,0332	0,1138
2b	$PREL_{pgdpm}$	0,0228	0,0266	0,0301	0,0329	0,1124
3b	$PREL_{ppi}$	0,0223	0,0271	0,0337	0,0375	0,1207
4b	$PREL_{pixg}$	0,0244	0,0294	0,0377	0,0432	0,1347
5b	$PREL_{pc}$	0,0221	0,0251	0,0273	0,0294	0,1039
Rang						
1b	$PREL_{pgdp}$	4	3	3	3	3
2b	$PREL_{pgdpm}$	3	2	2	2	2
3b	$PREL_{ppi}$	2	4	4	4	4
4b	$PREL_{pixg}$	5	5	5	5	5
5b	$PREL_{pc}$	1	1	1	1	1

Tabelle 4.4: Prognosegüte der Importfunktionen

²⁷Die Ergebnisse des Diebold-Mariano-Tests (Diebold und Mariano 1995) für $h = 1$ zeigen an, dass die Unterschiede zwischen den Prognosen statistisch nicht signifikant sind. Der Diebold-Mariano-Test wurde mit einem am NIESR erstellten Excel-Makro durchgeführt.

4.5 Fazit

In diesem Kapitel wurde gezeigt, dass die in der Literatur bevorzugte Vorgehensweise, das reale BIP oder die Gesamtnachfrage als inländische Aktivitätsvariable zur Erklärung der deutschen Importnachfrage zu verwenden, sehr problematisch ist. Der üblicherweise postulierte langfristige Zusammenhang zwischen Importen, BIP bzw. Gesamtnachfrage und einem relativen Importpreis hängt stark vom gewählten Beobachtungszeitraum ab und löst sich vollkommen auf, wenn der Schätzzeitraum die jüngste Vergangenheit einschließt. Dann tritt außerdem das merkwürdige Phänomen auf, dass der Koeffizient des relativen Importpreises in der Importfunktion das falsche Vorzeichen bekommt.

Das Problem hat seine Ursache in der Verwendung hoch aggregierter Aktivitätsvariablen. Diese bestehen aus verschiedenen Komponenten, die zum einen unterschiedliche Importgehalte haben und zum anderen unterschiedlich preiselastisch sind. Man kann das Problem lösen, indem man die Komponenten des BIP, die die wirtschaftliche Aktivität spiegeln, als inländische Nachfragevariablen verwendet. Dies sind die Warenexporte und die Bruttoanlageinvestitionen, die zusammen mit einem relativen Importpreis und den Warenimporten eine Kointegrationsbeziehung bilden. Der private Konsum hingegen ist nicht Bestandteil der Langfristbeziehung. Dieses Ergebnis zeigt an, dass die Importnachfrage in Deutschland in erster Linie von der Produktionsseite bestimmt wird.²⁸

Wenn man die Importnachfrage in Abhängigkeit von den deutschen Warenexporten, den Investitionen und einem relativen Importpreis modelliert, erhält man außerordentlich stabile Nachfragefunktionen mit plausiblen Aktivitäts- und Preiselastizitäten: Die Elastizität der deutschen Importe in Bezug auf die Aktivitätsvariablen liegt bei etwa 0,7 und ist damit deutlich kleiner als in anderen empirischen Studien, während die Preiselastizität signifikant größer ist.

²⁸Durch die Verwendung der Exporte wird automatisch die Intensivierung der internationalen Arbeitsteilung modelliert, die sich in der raschen Ausweitung des Handels mit Vorleistungen und Zwischenprodukten widerspiegelt. Vgl. Seifert (2000).

Anhand verschiedener inländischer Preisindizes (Deflator des privaten Konsums, BIP-Deflator, Gesamtabsatzdeflator, Erzeugerpreisindex und Preisindex der Warenexporte und der Bruttoanlageinvestitionen) wurde geprüft, in welchem Maße die Preiselastizität von dem verwendeten relativen Importpreis abhängt. Die geschätzten Preiselastizitäten sind in der Mehrzahl statistisch nicht signifikant voneinander verschieden. Bemerkenswerterweise eignen sich jedoch relative Importpreise, bei denen das inländische Preisniveau durch einen weit abgegrenzten Preisindex (Deflator des privaten Konsums, BIP-Deflator, Gesamtabsatzdeflator) modelliert wird, besonders gut für die Schätzung der Importnachfrage, da die Kointegrationsbeziehungen dann besonders signifikant sind.²⁹ Diese Spezifikationen schneiden auch bei der Prognoseevaluierung am besten ab. Schließlich wurde in dieser Untersuchung keine Evidenz dafür gefunden, dass die geringe Preiselastizität der Importnachfrage durch Aggregationsprobleme in den Preisindizes verursacht wird. Vielmehr hängen die Stabilität der Importfunktion und die Größe der Aktivitäts- und der Preiselastizitäten entscheidend von der Wahl der inländischen Aktivitätsvariable ab.

²⁹Die Deutsche Bundesbank (1998c) kommt in ihrer Untersuchung zur Indikatorqualität verschiedener realer Außenwerte zu dem Ergebnis, dass weite reale Außenwerte die Exportentwicklung besser erklären können als enge, wenngleich diese vom theoretischen Standpunkt aus betrachtet, präferiert werden sollten.