

# 5 Deutsche Warenexporte in den Euroraum

## 5.1 Einleitung

Deutschland gilt traditionell als Exportnation. Die deutsche Exportquote liegt mit über 36% um mehr als 10%-Punkte über den entsprechenden Quoten von Frankreich, Italien und Großbritannien. Das bedeutet, dass die Bundesrepublik trotz ihrer Größe und Wirtschaftskraft eine vergleichsweise offene Volkswirtschaft ist. In den vergangenen Jahrzehnten hat die fortschreitende Globalisierung zu einer starken Ausweitung und Intensivierung der internationalen Handelsverflechtungen geführt. Dies spiegelt sich auch in der Entwicklung der deutschen Exportquote wider. Während im Jahre 1960 jede fünfte Mark aus dem Exportgeschäft stammte, war es 1975 bereits jede vierte. Mittlerweile wird in Deutschland jeder dritte Euro im Exportgeschäft verdient.

Deutschland ist traditionell stark beim Güterexport. Im Durchschnitt entfallen fast 90% der Gesamtexporte auf die Warenausfuhr, wobei der Euroraum mit einem Anteil von rund 43% der mit Abstand größte Absatzmarkt für deutsche Erzeugnisse ist. Das bedeutet, dass die deutschen Exporte in den Euroraum eine wichtige Rolle für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung in Deutschland spielen. Aus diesem Grunde ist es wichtig, ihre Bestimmungsfaktoren zu untersuchen und ein Instrumentarium zu entwickeln, mit dem sowohl die Auswirkungen von

Veränderungen in den Einflussgrößen auf den Warenexport in die EWU<sup>1</sup> analysiert als auch Kurzfristprognosen erstellt werden können.

Zahlreiche Untersuchungen haben sich bereits mit den deutschen Exporten befasst. Eine Auswahl aktueller Studien ist in Tabelle 5.1 zusammengestellt. Allerdings werden in diesen Studien stets *aggregierte* Exporte untersucht. Das sind zum einen die gesamten Waren- und Dienstleistungsexporte in der Abgrenzung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (Lapp et al. 1995; Seifert 2000; Strauß 2000, 2003) und zum anderen die gesamte Warenausfuhr in der Abgrenzung der Außenhandelsstatistik, der sogenannte Spezialhandel (Döpke und Fischer 1994; Deutsche Bundesbank 1997; Clostermann 1998; Meurers 2003).<sup>2</sup> Untersuchungen, die sich mit deutschen Warenlieferungen in bestimmte Regionen befassen, sind mir bislang nicht bekannt, obwohl gute Gründe für solch einen Ansatz sprechen: da deutsche Unternehmen verschiedene Varianten ihrer Erzeugnisse auf den unterschiedlichen Absatzmärkten anbieten, ist grundsätzlich zu erwarten, dass sich die Einkommens- und Preiselastizitäten je nach Region unterscheiden. Des Weiteren können bei einer regional differenzierten Betrachtung der Exporte erklärende Variablen verwendet werden, die der spezifischen Struktur des deutschen Außenhandels mit den entsprechenden Partnerländern Rechnung tragen. Beim Warenverkehr mit den Ländern des Euroraums kommt schließlich noch hinzu, dass dieser seit der Euro-Einführung im Jahre 1999 nicht länger von Wechselkursschwankungen beeinflusst wird. Diese wichtigen Aspekte können bei der Schätzung aggregierter Exportfunktionen nicht angemessen berücksichtigt werden. Deshalb ist zu erwarten, dass Einkommens- und Preiselastizitäten der Exportnachfrage präziser geschätzt werden, wenn regional disaggregierte Daten verwendet werden.<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup>In diesem Kapitel wird mit dem Begriff *EWU* der Kreis der Mitgliedsländer in der Europäischen Währungsunion *ohne* Deutschland bezeichnet.

<sup>2</sup>Seit der Umstellung der deutschen VGR auf das Europäische System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG95) sind die nominalen Zeitreihen der Warenexporte (VGR) und des Spezialhandels fast identisch.

<sup>3</sup>Vgl. hierzu auch Goldstein und Khan (1985), S.1070f.

Autor	Frequenz/ Schätzzeitraum	Methode	abhängige Variable	Y	$P_X/P^* \cdot E$	Deterministik im FK-Term	
						s9101	s9301 Trend
Clostermann (1996)	Quartale 1975:1-1995:4	EGFKM	Waren	Welthandelsvol. 0,97	$P_X/PPi^* \cdot E$ -0,84	-0,07	-0,08
Clostermann (1998)	Quartale 1975:1-1995:4	EGFKM	Waren	Welthandelsvol. 0,80	$P_X/P_{gdp}^* \cdot E$ -0,74	-0,09	-0,07
Bundesbank (1998a)	Quartale 1975:1-1997:2	EGFKM	Waren	Welthandelsvol. 0,88	REEV18 -0,70	-0,07	-0,06
Strauß (2000)	Quartale 1974:2-1999:4	EGFKM	Waren + DL	I PRO* 1,55	REEV38 -0,58		linear 0,002
Strauß (2000)	Quartale 1974:2-1999:4	EGFKM	Waren + DL	GDP* 1,34	REEV38 -0,39		linear 0,003
Seifert (2000)	Quartale 1979:1-1999:4	EGFKM	Waren + DL	Welthandelsvol. 1,09	REEV18 -0,88		
Strauß (2003)	Quartale 1974:2-1999:4	EGFKM	Waren + DL	I PRO* 1,34	REEV38 -1,00		WHI 0,41
Meurers (2003)	Quartale 1975:1-1999:4	JOH	Waren	I PRO* 1,65	$P_X/CPI^* \cdot E$ -0,69		

Alle Zeitreihen in logs; s9101: Stufendummy für dt. Wiedervereinigung; s9301: Stufendummy für Europäischen Binnenmarkt; GDP\*: ausl. BIP;  $P_X$ : Exportpreis;  $P^*$ : ausl. Preisniveau; E: Wechselkurs; PPI\*: ausl. Produzentenpreisindex; I PRO\*: ausl. Industrieproduktion;  $P_{gdp}^*$ : ausl. BIP-Deflator; REEV18: realer Außenwert der DM gegenüber 18 Ländern; REEV38: realer Außenwert der DM gegenüber 38 Ländern; CPI\*: ausl. Konsumentenpreisindex; WHI: Welthandelsintensität

Tabelle 5.1: Literaturüberblick: Einkommens- und Preiselastizitäten deutscher Exporte

In diesem Kapitel wird die deutsche Warenausfuhr in den Euroraum eingehend untersucht. In den Abschnitten 5.2 und 5.3.1 werden zunächst die Determinanten der Exportnachfrage abgeleitet und die verwendeten Daten erläutert. Analog zu der Vorgehensweise im vorangegangenen Kapitel werden in Abschnitt 5.3.2 zahlreiche potentielle Erklärungsfaktoren darauf hin getestet, ob sie die deutschen Exporte in die EWU erklären. Dieses Verfahren führt zu vier alternativen Exportfunktionen (Abschnitt 5.3.3), die dann hinsichtlich ihrer Anpassung an die Daten und ihrer Prognosegüte miteinander verglichen werden (Abschnitt 5.3.4). In Abschnitt 5.4 werden die Kernaussagen dieses Kapitels noch einmal zusammengefasst.

## 5.2 Ableitung der Faktornachfrage

Im vorangegangenen Kapitel wurde die funktionale Form der Importnachfrage aus einer CES Produktionsfunktion abgeleitet. Im einfachen Zwei-Länder-Fall entspricht die importierte (exportierte) Menge des Inlands der exportierten (importierten) Menge des Auslands. Deshalb ergibt sich die funktionale Form der Exportnachfrage durch einfache Umformung der ausländischen Importnachfrage. Analog zu Gleichung (4.2) lautet diese in logarithmierter Form

$$m^* = \delta_0 + \delta_1 y^* - \delta_2 (p_M^* - p^*), \quad (5.1)$$

wobei  $m^*$  für die Menge der vom Ausland eingeführten Waren (in logs),  $y^*$  für die Outputmenge des Auslands (in logs),  $p_M^*$  für den ausländischen Importpreis (in logs) und  $p^*$  für das ausländische Outputpreisniveau (in logs) steht. Da Annahme gemäß gilt, dass  $m^* = x$  und  $p_M^* = p_X - e$  ist, lautet die inländische Exportfunktion (in logarithmierter Form)

$$x = \delta_0 + \delta_1 y^* - \delta_2 (p_X - e - p^*). \quad (5.2)$$

In Gleichung (5.2) bezeichnet  $x$  die mengenmäßigen Exporte des Inlands (in logs),  $p_X$  den Exportpreis in inländischer Währung (in logs) und  $e$  den nominalen

Wechselkurs der inländischen Währung (in logs). Die Exportnachfrage ist demnach abhängig von der ausländischen Wirtschaftsaktivität und dem relativen Exportpreis. Da üblicherweise angenommen wird, dass ein Anstieg der Produktion im Ausland die Nachfrage nach importierten Einsatzfaktoren erhöht, ist  $\delta_1 > 0$ . Ein Anstieg des relativen Ausfuhrpreises bedeutet hingegen eine Verschlechterung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der Exporteure, was wiederum zu einem Rückgang der Exporte führt. Deshalb ist  $-\delta_2 < 0$ . Selbst bei unveränderter Wirtschaftsaktivität im Ausland und gleichbleibender Wettbewerbsfähigkeit der inländischen Unternehmen steigt die Warenausfuhr aufgrund der zunehmenden internationalen Handelsverflechtungen. Durch den kontinuierlichen Abbau von Handelshemmnissen insbesondere in Europa können Unternehmen in immer stärkerem Maße Preis- und Qualitätsvorteile nutzen, die mit einer Auslagerung bestimmter Produktionsschritte ins Ausland verbunden sind. In neueren Untersuchungen wird deshalb neben der Aktivitäts- und der Preisvariable eine Proxy für die zunehmende Marktintegration berücksichtigt (Döpke und Fischer 1994; Lapp et al. 1995; Strauß 2000, 2003). Die modifizierte Exportfunktion lautet somit

$$x = \delta_0 + \delta_1 y^* - \delta_2 (p_X - e - p^*) + \delta_3 g, \quad (5.3)$$

wobei  $g$  die Proxy für die zunehmende Marktintegration (in logs) bezeichnet, die einen positiven Effekt auf die Warenausfuhr hat.

## 5.3 Empirische Untersuchung der Exportnachfrage

### 5.3.1 Daten

Die zu erklärende Variable ist die reale deutsche Warenausfuhr in die EWU ( $XGEWU95$ ). Die wirtschaftliche Aktivität im Euroraum wird durch die Industrieproduktion ( $IPRO95^*$ ) und das reale BIP ( $GDP95^*$ ) in der EWU mo-

delliert.<sup>4</sup> Da fast zwei Drittel der deutschen Exporte in den Euroraum Investitionsgüter sind, wird des Weiteren getestet, ob sich Bruttoanlage- (*IFC95\**) und Ausrüstungsinvestitionen (*IMEQ95\**) in der EWU als Aktivitätsvariablen eignen. Die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Exporteure wird anhand verschiedener realer Außenwerte der D-Mark gegenüber den Währungen der übrigen EWU-Länder (*REEV*) gemessen. Da die relativen Preise mit den oben genannten Aktivitätsvariablen korrespondieren sollen, werden reale Außenwerte auf Basis der folgenden Preisindizes berechnet: Konsumentenpreisindex (*CPI*), BIP-Deflator (*PGDP*) sowie Preisindex der Bruttoanlage- (*PIFC*) und der Ausrüstungsinvestitionen (*PIMEQ*). Als Proxy für die zunehmende europäische Marktintegration wird das Verhältnis von realem Intra-EWU-Handel zu realem EWU-BIP (*TRADE*) verwendet. Da die Berechnung dieser Zeitreihe außerordentlich aufwendig ist, wird zusätzlich getestet, ob die zunehmende internationale Arbeitsteilung nicht auch anhand eines linearen Trends modelliert werden kann.

Bei allen Zeitreihen handelt es sich um nicht saisonbereinigte Quartalsdaten für den Beobachtungszeitraum 1980:1-2003:2. Damit stehen 94 Beobachtungen zur Verfügung. Die Zeitreihe der Warenausfuhr enthält Daten für Westdeutschland bis einschließlich 1989:4 und Daten für Deutschland ab 1990:1, weil das Statistische Bundesamt – anders als bei der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung – die Umstellung der Statistik bereits zum Jahr 1990 vorgenommen hat.<sup>5</sup> Alle Zeitreihen wurden logarithmiert. Eine detaillierte Beschreibung der Konstruktion der Zeitreihen, ihre Abbildungen sowie eine Liste der Datenquellen befindet sich in Abschnitt 8.3.

---

<sup>4</sup>Die ausländischen Größen sind mit einem \* gekennzeichnet.

<sup>5</sup>Vgl. hierzu die Erläuterungen des Statistischen Bundesamts zu Segment 4016 (Wareneinfuhr, -Ausfuhr). Die "vorgezogene Wiedervereinigung" hat jedoch keinerlei Konsequenz für den Verlauf der Zeitreihe, weil der Beitrag der Neuen Bundesländer zur Warenausfuhr in den Euroraum zu diesem Zeitpunkt vernachlässigbar war.

### 5.3.2 Einheitswurzeltests und Kointegrationsanalyse

Alle Zeitreihen werden zunächst einem Einheitswurzeltest unterzogen.<sup>6</sup> Da die Zeitreihen im Beobachtungszeitraum keine Strukturbrüche aufweisen, wird der augmented Dickey-Fuller-Test verwendet. Die Testergebnisse zeigen an, dass alle Zeitreihen  $I(1)$  sind.<sup>7</sup> Damit sind die Voraussetzungen für eine Kointegrationsanalyse erfüllt. Da das theoretische Modell (Gleichung 5.3) postuliert, dass mehr als zwei Variablen an der Langfristbeziehung beteiligt sind, wird zunächst die Anzahl der Kointegrationsvektoren mit dem Johansen-Verfahren (Johansen 1995) bestimmt.<sup>8</sup> In einem ersten Schritt wird dazu ein unrestringiertes VAR-Modell angepasst, dessen Lag-Länge anhand des Akaike Informationskriteriums unter der Nebenbedingung, dass die Residuen frei von Autokorrelation sind, festgelegt wurde. Anschließend wird das mit dem VAR-Modell korrespondierende VECM geschätzt und die Anzahl der Kointegrationsvektoren anhand des Trace-Tests bestimmt.

Da die Zeitreihen nicht saisonbereinigt sind, werden zentrierte Saisondummies im Johansen-Test berücksichtigt. Des Weiteren wird unterstellt, dass die Daten einen linearen Trend im Niveau aufweisen, dass es aber keinen Trend im Kointegrationsraum gibt. Entsprechend wird beim Johansen-Test eine Konstante in den Kointegrationsvektoren und eine in der Kurzfrisdynamik berücksichtigt. Nur in den Fällen, in denen getestet wird, ob die zunehmende Handelsintensität anhand eines linearen Trends approximiert werden kann, wird zusätzlich ein linearer Trend im Johansen-Test berücksichtigt, der auf den Kointegrationsraum restringiert ist.

In den Tabellen 8.14 und 8.15 in Abschnitt 8.3 sind die Variablenkombinationen aufgeführt, die auf Kointegration getestet wurden.<sup>9</sup> In sieben von zehn Fällen

<sup>6</sup>Die Einheitswurzeltests werden in Abschnitt 8.5.2 im Anhang erläutert.

<sup>7</sup>Vgl. Tabelle 8.13 in Abschnitt 8.3.

<sup>8</sup>Das Johansen-Verfahren wird in Abschnitt 8.5.3 im Anhang erläutert.

<sup>9</sup>Die Teststrategie spiegelt sich im Aufbau von Tabelle 8.14 und 8.15 wider. Wenn keine Kointegrationsbeziehung gefunden wird, werden mit einem Kreuz nur die getesteten Variablen markiert. Wenn genau ein Kointegrationsvektor gefunden wird, werden als nächstes die La-

zeigt der Johansen-Test an, dass es genau einen Kointegrationsvektor gibt. Für diese Spezifikationen wird als nächstes geprüft, ob alle Variablen außer den Exporten schwach exogen sind. Wenn dies der Fall ist, läuft im VECM die Anpassung allein über den Fehlerkorrekturmechanismus in der Exportgleichung und das Gleichungssystem kann auf ein Einzelgleichungsmodell für die Exporte reduziert werden.<sup>10</sup> Aus Tabelle 8.14 und 8.15 ist ersichtlich, dass die Exportgleichungen in drei Fällen (Modell 1, 2 und 10) für die Anpassung des Systems keine Rolle spielen. Deshalb werden diese Spezifikationen im folgenden nicht weiter betrachtet. In allen anderen Fällen werden Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht ausschließlich (Modell 3, 5 und 7) bzw. in erster Linie (Modell 8) durch eine Anpassung der Exporte korrigiert.

Mit dem Johansen-Verfahren werden vier verschiedene Langfristbeziehungen gefunden, die den Ausgangspunkt für die Modellierung von vier alternativen Exportfunktionen bilden. Eine Kointegrationsbeziehung besteht zwischen den deutschen Exporten in den Euroraum, der Industrieproduktion in der EWU und einem relativen Exportpreis. Dies ist sozusagen die "klassische Variante", da eine Beziehung zwischen diesen Variablen auf aggregierter Ebene aus der Literatur (Meurers 2003) bekannt ist. Die anderen drei Kointegrationsbeziehungen bestehen zwischen den Exporten, einem EWU-Investitionsaggregat, einem relativen

---

ladungskoeffizienten untersucht. Voraussetzung dafür, dass eine strukturelle Exportfunktion geschätzt werden kann, ist, dass die Anpassung nach einem Schock ausschließlich bzw. in erster Linie über eine Anpassung der Exporte erfolgt. D.h. dass der Ladungskoeffizient der Exportgleichung auf jeden Fall signifikant sein muss. Wenn er nicht signifikant ist, wird nicht weiter getestet. Wenn er signifikant ist, werden auch die Koeffizienten des Fehlerkorrekturterms angegeben.

<sup>10</sup>Auch wenn nicht alle Variablen außer den Exporten schwach exogen sind, kann ein Einzelgleichungs-Fehlerkorrekturmodell (EGFKM) geschätzt werden. In diesem Fall ist der Einzelgleichungsansatz jedoch nicht effizient, weil nicht alle Informationen ausgenutzt werden. Üblicherweise wird argumentiert, dass die zeitgleichen 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 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.

Exportpreis sowie einer Proxy für die zunehmende europäische Marktintegration. Im folgenden Abschnitt werden die vier bedingten Fehlerkorrekturmodelle, die als strukturelle Exportfunktionen interpretiert werden können, dargestellt.

### 5.3.3 Modellspezifikation für den Schätzzeitraum 1980:1-2003:2

Die alternativen Exportgleichungen werden 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. Beim Schätzen wird der Ansatz “from general to specific“ verfolgt. Das heißt, dass von jeder Variable zunächst vier Verzögerungen im FKM berücksichtigt werden und dass insignifikante Verzögerungen anschließend Schritt für Schritt aus der Gleichung entfernt werden. Die Bezeichnung der Variablen ist aus Abschnitt 5.3.1 bekannt und *csd* steht für die zentrierten Saisondummies. Mit *i9301*, *i9002*, *i8802* und *i8402* werden vier Impulsdummies bezeichnet, die je einen Ausreißer korrigieren. Der Ausreißer im ersten Quartal 1993 wird durch Änderungen in der Außenhandelsstatistik verursacht. Mit Vollendung des Europäischen Binnenmarktes hat sich die zeitliche Zuordnung von Lieferungen und Bezügen verändert. Der Ausreißer im zweiten Quartal 1990 steht im Zusammenhang mit der Umstellung der Außenhandelsstatistik im Zuge der deutschen Wiedervereinigung. Anders als bei der VGR hat das Statistische Bundesamt hier die Umstellung bereits im Jahr 1990 vorgenommen. Für die beiden Impulsdummies *i8802* und *i8402* kann keine ökonomische Begründung angeführt werden. Sie werden verwendet, um bei den Residuen Abweichungen von der Normalität und ARCH-Effekte zu vermeiden.<sup>11</sup> Für die geschätzten Parameter sind die t-Werte in Klammern angegeben. Die p-values für die Residuen- und Spezifikationstests stehen in eckigen Klammern.

---

<sup>11</sup>Die einzige Ausnahme ist Modell 8. Hier ist die Impulsdummy *i8802* nicht notwendig.

**Modell 3**

$$\begin{aligned}
\Delta \ln XGEWU95_t = & \\
& -0,33 [\ln XGEWU95_{t-1} \quad -2,03 \ln IRPO95^*_{t-1} \quad +1,05 \ln REEV_{cpi_{t-1}}] \\
& \quad (-5,3) \quad \quad \quad (-39,9) \quad \quad \quad (5,6) \\
& -0,12 \Delta \ln XGEWU95_{t-1} \quad -0,25 \Delta \ln XGEWU95_{t-5} \quad +0,75 \Delta \ln IPRO95^*_t \\
& \quad (-1,7) \quad \quad \quad (-3,7) \quad \quad \quad (6,7) \\
& +0,30 \Delta \ln IPRO95^*_{t-3} \quad -0,45 \Delta \ln REEV_{cpi_t} \quad -0,61 \Delta \ln REEV_{cpi_{t-2}} \\
& \quad (2,8) \quad \quad \quad (-1,7) \quad \quad \quad (-2,3) \\
& +0,03 csd_{1t} \quad +0,03 csd_{2t} \quad -0,03 csd_{3t} \quad -0,25 \quad -0,07i9301_t \quad -0,06 i9002_t \\
& \quad (1,2) \quad \quad (1,5) \quad \quad (-0,9) \quad \quad (-1,0) \quad (-3,2) \quad (-3,0) \\
& -0,04 i8801_t \quad -0,08 i8402_t \quad + \hat{u}_{3t} \\
& \quad (-2,1) \quad \quad (-3,8)
\end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,92$ ,  $SEE=0,0188$ ,  $LM(1)=[0,50]$ ,  $LM(4)=[0,92]$ ,  $ARCH(1)=[0,60]$ ,  
 $ARCH(4)=[0,58]$ ,  $White-Test=[0,91]$ ,  $RESET-Test=[0,79]$ ,  $NORM=[0,27]$ ,  
Cusum/Cusum<sup>2</sup>: stabil

**Modell 5**

$$\begin{aligned}
\Delta \ln XGEWU95_t = & \\
& -0,43 [\ln XGEWU95_{t-1} \quad -0,71 \ln IMEQ95^*_{t-1} \quad +0,69 \ln REEV_{pimeq_{t-1}} \\
& \quad (-5,3) \quad \quad \quad (-4,3) \quad \quad \quad (4,4) \\
& -0,39 \ln TRADE_{t-1}] \quad -0,25 \Delta \ln XGEWU95_{t-5} \quad +0,42 \Delta \ln IMEQ95^*_t \\
& \quad (-2,3) \quad \quad \quad (-3,5) \quad \quad \quad (3,3) \\
& -0,67 \Delta \ln REEV_{pimeq_t} \quad +0,06 csd_{1t} \quad -0,01 csd_{2t} \quad -0,04 csd_{3t} \\
& \quad (-3,2) \quad \quad (1,4) \quad \quad (-0,8) \quad \quad (-1,0) \\
& +1,04 \quad -0,06i9301_t \quad -0,08 i9002_t \quad -0,06 i8801_t \quad -0,06 i8402_t \quad + \hat{u}_{5t} \\
& \quad (2,4) \quad (-2,6) \quad \quad (-3,5) \quad \quad (-2,8) \quad \quad (-2,8)
\end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,90$ ,  $SEE=0,0202$ ,  $LM(1)=[0,46]$ ,  $LM(4)=[0,85]$ ,  $ARCH(1)=[0,11]$ ,  
 $ARCH(4)=[0,17]$ ,  $White-Test=[0,86]$ ,  $RESET-Test=[0,78]$ ,  $NORM=[0,16]$ ,  
Cusum/Cusum<sup>2</sup>: stabil

**Modell 7**

$$\begin{aligned}
\Delta \ln XGEWU95_t = & \\
& -0,46 [\ln XGEWU95_{t-1} \quad -0,72 \ln IFC95^*_{t-1} \quad +0,37 \ln REEV_{pifc_{t-1}} \\
& \quad (-5,2) \quad \quad \quad (-4,4) \quad \quad \quad (2,9) \\
& -0,57 \ln TRADE_{t-1}] -0,22 \Delta \ln XGEWU95_{t-5} +0,45 \Delta \ln IFC95^*_t \\
& \quad (-4,9) \quad \quad \quad (-3,1) \quad \quad \quad (2,8) \\
& -0,72 \Delta \ln REEV_{pifc_t} -0,52 \Delta \ln REEV_{pifc_{t-4}} +0,04 csd_{1t} -0,04 csd_{2t} \\
& \quad (-3,1) \quad \quad \quad (-2,4) \quad \quad \quad (1,0) \quad \quad \quad (-2,9) \\
& -0,07 csd_{3t} +0,17 -0,08 i9301_t -0,07 i9002_t -0,06 i8801_t -0,06 i8402_t + \hat{u}_{7t} \\
& \quad (-2,3) \quad \quad (0,4) \quad \quad (-3,5) \quad \quad (-3,3) \quad \quad (-2,7) \quad \quad (-2,5)
\end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,90$ ,  $SEE=0,0202$ ,  $LM(1)=[0,67]$ ,  $LM(4)=[0,91]$ ,  $ARCH(1)=[0,02]$ ,  
 $ARCH(4)=[0,03]$ ,  $White-Test=[0,98]$ ,  $RESET-Test=[0,40]$ ,  $NORM=[0,40]$ ,  
Cusum/Cusum<sup>2</sup>: stabil

**Modell 8**

$$\begin{aligned}
\Delta \ln XGEWU95_t = & \\
& -0,45 [\ln XGEWU95_{t-1} \quad -0,94 \ln IFC95^*_{t-1} \quad +0,53 \ln REEV_{pifc_{t-1}} \\
& \quad (-4,7) \quad \quad \quad (-7,6) \quad \quad \quad (3,4) \\
& -0,004 Trend] -0,21 \Delta \ln XGEWU95_{t-5} +0,49 \Delta \ln IFC95^*_t \\
& \quad (-4,7) \quad \quad \quad (-2,7) \quad \quad \quad (3,1) \\
& +0,27 \Delta \ln IFC95^*_{t-1} +0,25 \Delta \ln IFC95^*_{t-2} -0,58 \Delta \ln REEV_{pifc_t} \\
& \quad (1,9) \quad \quad \quad (1,6) \quad \quad \quad (-2,4) \\
& -0,47 \Delta \ln REEV_{pifc_{t-4}} +0,04 csd_{1t} -0,01 csd_{2t} -0,03 csd_{3t} +0,75 \\
& \quad (-2,1) \quad \quad \quad (0,8) \quad \quad \quad (-0,4) \quad \quad \quad (-0,8) \quad \quad \quad (1,3) \\
& -0,07 i9301_t -0,08 i9002_t -0,05 i8402_t + \hat{u}_{8t} \\
& \quad (-2,8) \quad \quad \quad (-3,4) \quad \quad \quad (-2,1)
\end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,90$ ,  $SEE=0,0206$ ,  $LM(1)=[0,79]$ ,  $LM(4)=[0,97]$ ,  $ARCH(1)=[0,13]$ ,  
 $ARCH(4)=[0,24]$ ,  $White-Test=[0,93]$ ,  $RESET-Test=[0,36]$ ,  $NORM=[0,28]$ ,  
Cusum/Cusum<sup>2</sup>: stabil

Modell 3 erklärt die deutschen Exporte in den Euroraum mit der Industrieproduktion in der EWU und dem relativen Exportpreis auf Basis der Konsumentenpreise. In den übrigen drei Modellen sind die Exporte in den Euroraum abhängig von einem EWU-Investitionsaggregat, einem relativen Exportpreis und einer Proxy, die die zunehmende europäische Marktintegration abbildet. Betrachten wir diese Spezifikationen genauer: In Modell 5 und 7 werden die Exporte anhand der Ausrüstungs- bzw. der Bruttoanlageinvestitionen in der EWU, den korrespondierenden relativen Exportpreisen sowie der Handelsintensität im Euroraum erklärt. Modell 8 entspricht Modell 7 hinsichtlich der verwendeten Aktivitäts- sowie der Preisvariable. Der Unterschied besteht in der Wahl der Proxy für die zunehmende internationale Arbeitsteilung. Anstelle der Handelsintensität wird in Modell 8 ein linearer Trend verwendet.

In allen vier Exportgleichungen sind die Ladungskoeffizienten hoch signifikant. Die Nullhypothese, dass keine Kointegration vorliegt, kann jeweils zum 1%-Niveau verworfen werden.<sup>12</sup> Des Weiteren zeigen die Ladungskoeffizienten an, dass sich die Exporte schnell anpassen: 30-50% der Anpassung ist bereits nach einem Quartal abgeschlossen. In den Kointegrationsbeziehungen haben alle Variablen die erwarteten Vorzeichen. Bemerkenswert ist, dass die Aktivitätselastizität sehr groß ist, wenn die Nachfrage des Auslands anhand der Industrieproduktion modelliert wird (Modell 3). Allerdings deckt sich dieses Resultat mit den Ergebnissen anderer Studien, die für diese Art der Modellierung Aktivitätselastizitäten ermittelt haben, die ebenfalls deutlich über Eins liegen (Lapp et al. 1995; Strauß 2003; Meurers 2003). Wenn die Nachfrage des Auslands anhand der Investitionen im Euroraum modelliert wird, sind die Aktivitätselastizitäten hingegen deutlich kleiner als Eins. Die in Modell 3 geschätzte Preiselastizität der Exportnachfrage ist ebenfalls signifikant größer als in den übrigen Modellen. Die Nullhypothese, dass die geschätzten Koeffizienten gleich sind, kann zum 10%-Niveau verworfen werden. Die Langfristbeziehungen in den Modellen 5, 7 und 8 sind hinsichtlich der Größe der geschätzten Aktivitäts- und Preiselastizitäten sehr ähnlich. Auch

---

<sup>12</sup>Für Modell 3 beträgt der kritische Wert zum 1%-Niveau -4,27, für die Modelle 5, 7 und 8 beträgt er -4,51. Vgl. Hassler (2004), Tabelle 4.

die Verwendung verschiedener Proxies für die europäische Marktintegration hat keinen signifikanten Einfluss auf diese Schätzergebnisse. In den Modellen 5 und 7 führt ein Anstieg des EWU-Intra-Handels um 1% zu einem Anstieg der deutschen Exporte in den Euroraum um etwa ein halbes Prozent. Dies ist ein Indiz dafür, dass Deutschland innerhalb der EWU langfristig Marktanteile verliert. Dieses Ergebnis korrespondiert mit den Aussagen von Strauß (2003), der in seiner Untersuchung der aggregierten deutschen Exporte zu dem Schluss kommt, dass Deutschland langfristig Weltmarktanteile einbüßt. Die Kurzfristanpassung läuft in allen vier Exportgleichungen über die verzögerten Veränderungen der Exporte sowie über die zeitgleichen und die verzögerten Veränderungen der jeweiligen Aktivitätsvariablen und der relativen Exportpreise. Die Variable für die zunehmende Marktintegration ist hingegen nur Bestandteil der Langfristbeziehung.

Die vier Exportgleichungen weisen alle eine sehr gute Anpassung an die Daten auf. Die üblichen Tests auf Fehlspezifikation (White-Test und RESET-Test) zeigen keinerlei Probleme an. Die Residuen sind annähernd normalverteilt und nicht autokorreliert. Die CUSUM-Tests liefern keinerlei Hinweis auf Parameterinstabilität.<sup>13</sup> Hinsichtlich der diagnostischen Tests sind die vier Exportfunktionen gleichwertig. Da ein weiteres wichtiges Kriterium für die Beurteilung der Gleichungen ihre Eignung für Kurzfristprognosen ist, werden die vier Modelle im folgenden Abschnitt hinsichtlich ihrer Prognoseeigenschaften untersucht.

### 5.3.4 Evaluierung der Prognosegüte

In diesem Abschnitt werden die vier Exportfunktionen hinsichtlich ihrer In-sample- und ihrer Out-of-sample-Prognoseeigenschaften evaluiert.<sup>14</sup> Da einfache univariate Modelle bei Kurzfristprognosen üblicherweise gut abschneiden, wird

---

<sup>13</sup>Für die Residuenanalyse wurde ein von C. Logeay erstelltes Eviews Programm verwendet.

<sup>14</sup>Für die Prognoseevaluierung wurden von F. Zinsmeister und S. Yahnych erstellte Eviews Programme verwendet.

das folgende ARIMA(5,1,0)-Modell als Vergleichsmaßstab herangezogen

$$\begin{aligned} \Delta \ln XGEWU95_t = & \\ & -0,12 \Delta \ln XGEWU95_{t-1} -0,25 \Delta \ln XGEWU95_{t-5} \\ & \quad (-1,2) \quad \quad \quad (-2,6) \\ & -0,14 i9301_t -0,02 csd_{1t} -0,06 csd_{2t} -0,14 csd_{3t} +0,02 +\hat{u}_t. \\ & \quad (-4,6) \quad \quad (-0,8) \quad \quad (-4,8) \quad \quad (-10,9) \quad \quad (4,6) \end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,81$ ,  $SEE=0,0282$ ,  $LM(1)=[0,20]$ ,  $LM(4)=[0,40]$ ,  $White-Test=[0,16]$ ,  $RESET-Test=[0,90]$ ,  $NORM=[0,81]$ ,  $Cusum/Cusum^2$ : stabil

Mit jeder Exportfunktion wird eine Abfolge dynamischer In-sample- und dynamischer Out-of-sample-Prognosen erstellt, wobei die Schrittlänge  $h = 1, 2, \dots, 6$  ist. Der Prognosezeitraum ist 1996:1-2003:2. Das bedeutet, dass für jede Exportfunktion jeweils zwölf Serien à 30 Prognosen erstellt werden. Die In-sample- und die Out-of-sample-Prognosen beruhen auf unterschiedlichen Informationsmengen. Während bei der In-sample-Prognose die Gleichung für den gesamten Beobachtungszeitraum (1980:1-2003:2) geschätzt und die Koeffizienten konstant gehalten werden, ist die Informationsmenge bei der Out-of-sample-Prognose 1980:1-(1996:1- $h$ ) für  $h = 1, 2, \dots, 6$ . Für jede neue Prognose wird der Schätzzeitraum jeweils um eine Beobachtung erweitert und die Exportfunktion neu geschätzt.<sup>15</sup> Da wir uns in diesem Experiment nur für die Prognosefehler interessieren, die durch die Modellspezifikation verursacht werden und nicht für die Fehler, die durch die Prognose der erklärenden Variablen entstehen, werden bei der Prognose für die ausländischen Aktivitätsvariablen, die relativen Exportpreise und die Intra-EWU-Handelsintensität tatsächliche Werte eingesetzt. Als Maß für die Prognosegüte werden wieder die  $h$ -Schritt-RMSE und die Summe der RMSE berechnet.

Bei der In-sample-Prognose schneiden die Modelle 3, 5 und 7 am besten ab; die Prognosegüte von Modell 8 ist etwas schlechter. Die schlechtesten Vorhersagen macht das ARIMA-Modell, dessen RMSE etwa doppelt so groß sind wie die RMSE der bedingten FKM (Tabelle 5.2). Bei der Out-of-sample-Prognose ergibt sich ein ganz ähnliches Bild. Die Modelle 3, 5 und 7 haben wieder die

<sup>15</sup>Das Verfahren bei der Out-of-sample-Prognose wird ausführlich in Abschnitt 4.4.5 erläutert.

kleinsten RMSE. Bei Vorhersagen von bis zu einem Jahr unterscheiden sich die drei Modelle hinsichtlich ihrer Treffsicherheit kaum. Für Prognosen von einem Jahr und mehr ist Modell 7 den anderen Modellen dann überlegen. Modell 8 schneidet bei der Out-of-sample-Prognose deutlich schlechter ab als Modell 7. D.h. dass die Wahl der Proxy für die zunehmende internationale Arbeitsteilung für die Prognoseeigenschaft der Gleichung eine Rolle spielt. Während die Treffsicherheit der beiden Modelle für den ganz kurzen Prognosehorizont ( $h = 1$ ) gleich ist, liefert das Modell, das die zunehmende internationale Arbeitsteilung anhand der Intra-EWU-Handelsintensität approximiert (Modell 7), für die längeren Prognosehorizonte ( $h = 2, \dots, 6$ ) signifikant bessere Vorhersagen als das Modell, das den linearen Trend verwendet (Modell 8). Das ARIMA-Modell schneidet bei der Out-of-sample-Prognose wieder am schlechtesten ab. Bei einem Prognosehorizont von einem Jahr und mehr sind die RMSE des ARIMA-Modells etwa doppelt so groß wie die RMSE der bedingten FKM.

<b>In-sample-Prognose</b>							
RMSE für	h=1	h=2	h=3	h=4	h=5	h=6	Summe RMSE
Modell 3	0.0177	0.0185	0.0188	0.0185	0.0186	0.0189	0.1110
Modell 5	0.0187	0.0188	0.0185	0.0183	0.0191	0.0191	0.1125
Modell 7	0.0191	0.0180	0.0174	0.0172	0.0174	0.0174	0.1065
Modell 8	0.0208	0.0203	0.0201	0.0199	0.0202	0.0202	0.1214
ARIMA	0.0366	0.0428	0.0479	0.0540	0.0586	0.0646	0.3046
<b>Out-of-sample-Prognose</b>							
RMSE für	h=1	h=2	h=3	h=4	h=5	h=6	Summe RMSE
Modell 3	0.0177	0.0229	0.0255	0.0269	0.0275	0.0288	0.1493
Modell 5	0.0232	0.0239	0.0259	0.0255	0.0266	0.0264	0.1515
Modell 7	0.0219	0.0249	0.0230	0.0207	0.0204	0.0204	0.1313
Modell 8	0.0229	0.0284	0.0295	0.0304	0.0318	0.0321	0.1750
ARIMA	0.0291	0.0405	0.0464	0.0513	0.0601	0.0656	0.2930

Tabelle 5.2: Prognosegüte der Exportfunktionen

Sowohl bei der In-sample- als auch bei der Out-of-sample-Prognose sind die RMSE der strukturellen Exportfunktionen kleiner als die RMSE des ARIMA-Modells. Sind diese Unterschiede auch statistisch signifikant? Da die Stärke des ARIMA-Modells im ganz kurzfristigen Bereich ( $h = 1$ ) liegt, sollen die Ein-Schritt-Prognosen der fünf Modelle miteinander verglichen werden. Dazu wird der Diebold-Mariano-Test (Diebold und Mariano 1995) durchgeführt, dem die Nullhypothese zugrunde liegt, dass zwei Prognosen nicht signifikant voneinander verschieden sind; die Nullhypothese wird für kleine p-values verworfen.<sup>16</sup> Der Diebold-Mariano-Test zeigt an, dass die strukturellen Exportfunktionen sowohl bei der In-sample- als auch bei der Out-of-sample-Prognose signifikant bessere Voraussagen als das ARIMA-Modell liefern. Während sich die bedingten FKM bei der In-sample-Prognose hinsichtlich ihrer Prognosegüte nicht signifikant unterscheiden (Tabelle 5.3), liefert die Exportfunktion auf Basis der Industrieproduktion (Modell 3) bei der Out-of-sample-Prognose signifikant (zum 10%-Niveau) bessere Ergebnisse als die Exportfunktionen auf Basis der EWU-Investitionsaggregate (Tabelle 5.4).

Modell A/Modell B	DM Teststatistik	p-value
Modell 3/Modell 5	-0.37	[0.36]
Modell 3/Modell 7	-0.47	[0.32]
Modell 3/Modell 8	-1,26	[0.11]
Modell 3/ARIMA	-3.76	[0.00]
Negatives (positives) Vorzeichen zeigt an, dass Modell A besser (schlechter) als Modell B ist.		

Tabelle 5.3: Diebold-Mariano-Test für die In-sample-Prognose

<sup>16</sup>Der Diebold-Mariano-Test wurde mit einem am NIESR erstellten Excel-Makro durchgeführt.

Modell A/Modell B	DM Teststatistik	p-value
Modell 3/Modell 5	-1.68	[0.06]
Modell 3/Modell 7	-1.46	[0.08]
Modell 3/Modell 8	-2,42	[0.01]
Modell 3/ARIMA	-2.81	[0.00]
Negatives (positives) Vorzeichen zeigt an, dass Modell A besser (schlechter) als Modell B ist.		

Tabelle 5.4: Diebold-Mariano-Test für die Out-of-sample-Prognose

## 5.4 Fazit

In diesem Kapitel wurde eine Vielzahl potentieller Determinanten daraufhin untersucht, ob sie die deutschen Exporte in den Euroraum erklären. Wir haben gezeigt, dass die deutsche Warenausfuhr in die EWU zum einen durch die Industrieproduktion im Euroraum und einen relativen Exportpreis und zum anderen durch EWU-Investitionsaggregate, relative Exportpreise und die zunehmende europäische Marktintegration erklärt werden kann. Die verschiedenen Exportfunktionen sind hinsichtlich der Anpassung an die Daten gleichwertig. Um dennoch zwischen den verschiedenen Modellen diskriminieren zu können, haben wir ihre Prognosegüte untersucht. Da einfache univariate Modelle üblicherweise gute Kurzfristprognosen liefern, wurde ein ARIMA(5,1,0)-Modell für die Exporte als Vergleichsmaßstab herangezogen. Die Untersuchung der In-sample- und der Out-of-sample-Prognosen zeigt, dass die strukturellen Modelle das ARIMA-Modell deutlich schlagen. Da keines der strukturellen Modelle den anderen eindeutig überlegen ist, müssen letztlich andere als statistische Kennzahlen verwendet werden, um eine Rangfolge zu erstellen. Wie bereits in Abschnitt 5.3.4 dargelegt, wurden für die Prognosen die tatsächlichen Werte der erklärenden Variablen eingesetzt, weil wir zunächst untersuchen wollten, ob es Modelle gibt, die

---

aufgrund der Spezifikation besser für Prognosezwecke geeignet sind als die übrigen Modelle. Ganz bewusst haben wir damit das Problem der Voraussage der erklärenden Variablen ignoriert. Da Praktiker ihre Prognosen stets auf möglichst aktuelle Informationen gründen wollen, greifen sie bevorzugt auf Zeitreihen wie die Industrieproduktion und die Konsumentenpreise zurück, die auf monatlicher Basis verfügbar sind. Die VGR-Zeitreihen sind hingegen Quartalsdaten, die (immer noch) mit einiger Verzögerung publiziert werden. Des Weiteren ist in empirischen Studien (Bodo et al. 2000; Rietzler 2003) gezeigt worden, dass sich die Industrieproduktion recht gut vorhersagen lässt, während eine Vorhersage der Investitionen schwierig ist. Gleiches gilt für die relativen Preise. Die Konsumentenpreise lassen sich bedeutend einfacher prognostizieren als die Preisindizes der beiden Investitionsaggregate. Vor diesem Hintergrund spricht viel für die Verwendung von Modell 3.