

6 Außenhandelspreise und der Pricing to market-Effekt

6.1 Einleitung

Nach dem Zusammenbruch des Systems von Bretton Woods erwartete man von der Einführung flexibler Wechselkurse, dass sich außenwirtschaftliche Ungleichgewichte nicht mehr verfestigen, weil Veränderungen der Wechselkurse bereits bei Zeiten dafür sorgen, dass diese Ungleichgewichte wieder abgebaut werden. Üblicherweise wurde das folgende Reaktionsmuster unterstellt: Wenn ein Land einen negativen Außenbeitrag aufweist, den das Ausland nicht finanzieren möchte, dann wird seine Währung abwerten. Unterstellt man der Einfachheit halber, dass Exporte stets in der Währung des exportierenden Landes fakturiert werden, dann bedeutet eine Abwertung automatisch, dass sich die Exporte dieses Landes verbilligen, während Importe für dieses Land teurer werden. Das führt wiederum dazu, dass die vom Ausland nachgefragten Exportmengen steigen und die vom Inland nachgefragten Importmengen sinken, so dass sich der Außenbeitrag des Landes, dessen Währung abgewertet hat, wieder verbessert. Oder anders ausgedrückt: Man ging davon aus, dass der Außenbeitrag auf eine Abwertung "normal" reagiert.

Die praktische Erfahrung sieht allerdings anders aus: Seit der Einführung flexibler Wechselkurse ist es auf den Devisenmärkten immer wieder zu kräftigen

Wechselkursanpassungen gekommen, ohne dass der Außenbeitrag des betreffenden Landes in der erwarteten Weise reagiert hat. Dies trifft auch für Deutschland zu. Eine mögliche Erklärung für die “anomale“ Reaktion des Außenbeitrags bietet der sogenannte J-Kurven-Effekt, wonach sich der Außenbeitrag nach einer Abwertung langfristig verbessert, sich aber kurz- bis mittelfristig verschlechtern kann.¹ Die Theorie der J-Kurve beruht auf der Vorstellung dreier Reaktionsphasen, in denen die Abwertung unterschiedliche Auswirkungen auf den Außenbeitrag (in heimischer Wahrung) hat. Zum Zeitpunkt der Abwertung liegen bereits abgeschlossene Vertrage ber Export- und Importgeschafte vor, die festlegen, welche Mengen zu welchen Preisen abgenommen werden. Wenn man wieder unterstellt, dass Exporte jeweils in der Wahrung des exportierenden Landes fakturiert werden, dann andert sich der Exportwert (in heimischer Wahrung) durch die Abwertung nicht, wahrend der Importwert (in heimischer Wahrung) dadurch steigt, dass die inlandischen Konsumenten nach der Abwertung einen hoheren Betrag (in heimischer Wahrung) aufwenden mussen, um die Importe zu bezahlen. Deshalb verschlechtert sich der Außenbeitrag in der sog. Kontraktphase, obwohl keinerlei Mengen- und Preisreaktionen der Auenhandler zu verzeichnen sind. In der sog. pass-through-Phase geben die in- und auslandischen Anbieter die Wechselkursanderungen zu 100% in ihre Preise weiter. Da jedoch unterstellt wird, dass die Kunden in dieser Phase noch nicht auf Preisanderungen reagieren, bleiben die nachgefragten Mengen konstant, so dass sich der Außenbeitrag weiter verschlechtert. In der dritten Phase findet schlielich die Mengenanpassung statt. Das Ausland fragt aufgrund des gesunkenen Exportpreises eine groere Menge an Exporten nach, gleichzeitig sinkt die inlandische Nachfrage nach Importen, weil diese – verglichen mit inlandischen Substituten – teurer geworden sind. Somit reagiert der Außenbeitrag erst in dieser dritten Phase “normal“ auf die Abwertung.

¹Umgekehrt gilt, dass sich der Außenbeitrag nach einer Aufwertung langfristig verschlechtert, sich aber kurz- bis mittelfristig verbessern kann. In diesem Fall spricht man vom “Spazierstock-Effekt“ Vgl. hierzu Rose und Sauerheimer (1992), S.86.

Die Theorie der J-Kurve erklärt, warum der Außenbeitrag auf Veränderungen des Wechselkurses mit einer zeitlichen Verzögerung reagiert. Wie schnell sich die Anpassung vollzieht, hängt davon ab, in welchem Umfang die Wechselkursveränderung in die Außenhandelspreise weitergegeben wird. Je geringer der Pass-through, umso länger dauert die Phase, in der der Außenbeitrag "anomal" reagiert. Ein Phänomen, das für Deutschland seit den 90er Jahren verstärkt zu beobachten ist.²

6.2 Pricing to market

In den vergangenen Jahren haben sich viele Wissenschaftler mit den Auswirkungen von Wechselkursveränderungen auf die Preise handelbarer Güter befasst und zu erklären versucht, weshalb Wechselkursschwankungen nur unvollständig in die Außenhandelspreise weitergegeben werden.³ Es hat sich gezeigt, dass ein entscheidender Faktor die Wettbewerbssituation auf den Absatzmärkten ist. Wenn ein Exporteur seine Waren in heimischer Währung fakturiert, dann führt eine Aufwertung der heimischen Währung automatisch zu einer Erhöhung seines Angebotspreises in ausländischer Währung. Wenn er die wechselkursinduzierte Preiserhöhung zu 100% an die ausländischen Kunden weitergibt, betreibt er ein *vollständiges Exchange rate pass-through*. Solch ein Verhalten ist aber nur möglich, wenn der Exporteur sicher sein kann, dadurch keine Marktanteile an seine Konkurrenten zu verlieren. Er muss also entweder eine marktbeherrschende Stellung innehaben oder sich einer vollkommen unelastischen Nachfrage gegenüber sehen. Da der Konkurrenzdruck auf den Absatzmärkten eher hoch und die Nachfrage elastisch ist, wird der Exporteur seine wechselkursinduzierte Preiserhöhung in der Regel nicht vollständig auf die Kunden abwälzen können. Statt

²Eine unvollständige Weitergabe von Wechselkursveränderungen in die Außenhandelspreise ist auch für andere Länder festgestellt worden. Für den Fall der Aufwertung des Yen gegenüber dem US-Dollar Mitte der 90er Jahre vgl. Goldberg und Knetter (1996).

³Einen Überblick über die umfangreiche Literatur gibt der Survey-Artikel von Menon (1996).

dessen wird er *Pricing to market* (PTM) betreiben. Das heißt, dass er den Angebotspreis (in ausländischer Währung) möglichst wenig (oder gar nicht) erhöht und die für ihn dadurch entstehende Preissenkung (in inländischer Währung) zu Lasten seines Gewinns hinnimmt.⁴ Diese Strategie ist durchaus rational, wenn die Kosten, die der Exporteur für eine Rückgewinnung der verlorenen Marktanteile aufwenden müsste, die Kosten, die ihm durch die Schmälerung seines Gewinns entstehen, übersteigen. Ein weiterer Grund für PTM sind starke Wechselkursausschläge. Solange der Exporteur unschlüssig ist, ob eine Wechselkursänderung tatsächlich dauerhaft ist, wird er eine Neufestsetzung seiner Preise, die ebenfalls mit Kosten verbunden ist (menu costs), vermeiden. PTM ist eine adäquate Strategie, um mit Wechselkursänderungen, die als vorübergehend eingestuft werden, umzugehen. PTM kann aber auch eine auf Dauer angelegte Strategie sein. Nämlich dann, wenn Anbieter auf Märkten agieren, die durch unvollkommene Konkurrenz geprägt und segmentiert sind.⁵ Bei unvollkommener Konkurrenz liegt der Verkaufspreis eines Unternehmens über seinen Grenzkosten. Der Verkaufspreis enthält also einen Gewinnaufschlag (Mark up), den das Unternehmen aufgrund der Annahme segmentierter Märkte in Abhängigkeit vom Wettbewerbsdruck auf dem jeweiligen Absatzmarkt variieren kann. Durch den Gewinnaufschlag hat das Unternehmen einen gewissen Spielraum bei der Preissetzung. Wechselkursschwankungen können durch eine Variation des Gewinns neutralisiert werden und müssen nicht über Preisveränderungen auf die Kunden überwältigt werden. PTM ist in diesem Zusammenhang Ausdruck von strategischem Preissetzungsverhalten, das zu unterschiedlichen internationalen Preisen für das gleiche Gut führt.

⁴Pricing to market bezeichnet einfach die unvollständige Weitergabe von Wechselkursveränderungen in die Preise handelbarer Güter (Krugman 1986, S.3). Die Begriffe Pricing to market und unvollständiges Exchange rate pass-through sind demnach Ausdrücke für den selben Sachverhalt.

⁵Auf segmentierten Märkten verhindern Handelshemmnisse (z.B. tarifäre und nicht-tarifäre Handelshemmnisse, Transportkosten, Informationsprobleme, Ausschluss von Reimporten, etc.) eine effektive Güterarbitrage. Deshalb kann ein Anbieter ein identisches Produkt auf zwei Märkten, die segmentiert sind, dauerhaft zu unterschiedlichen Preisen verkaufen.

In diesem Kapitel wird untersucht, welche Faktoren die Preissetzung im deutschen Außenhandel bestimmen. Den analytischen Rahmen bildet ein Mark up-Modell, aus dem die Exportpreis- und die Importpreisgleichung abgeleitet werden (Abschnitt 6.3). Diese Gleichungen bilden den Ausgangspunkt für die empirische Untersuchung der deutschen Außenhandelspreise, die in Abschnitt 6.4 präsentiert wird. In Abschnitt 6.5 werden die wichtigsten Ergebnisse der Untersuchung noch einmal zusammengefasst.

6.3 Theoretisches Modell

Im Folgenden werden die Exportpreis- und die Importpreisgleichung mit Hilfe eines Mark up-Modells hergeleitet, das bereits in einer Reihe von empirischen Untersuchungen verwendet worden ist (Athukorala und Menon 1995; Ketelsen und Kortelainen 1996; Naug und Nymoer 1996; Clostermann 1998; Bache 2002; Warmedinger 2004). Diesem Modell liegt die Annahme zugrunde, dass Unternehmen differenzierte Güter auf verschiedenen Märkten anbieten, auf denen unvollkommene Konkurrenz herrscht. Da diese Märkte aufgrund von Handelshemmnissen, Transportkosten etc. segmentiert sind, können die Unternehmen für das selbe Produkt auf verschiedenen Märkten unterschiedliche Preise verlangen. Das Mark up-Modell stellt den geeigneten analytischen Rahmen bereit, um die deutschen Außenhandelspreise zu untersuchen, da Deutschland überwiegend Fertigwaren ein- und ausführt, die sich typischerweise durch Produktdifferenzierung auszeichnen und auf segmentierten Märkten gehandelt werden.⁶

Im Mark up-Modell bestimmt ein inländisches Unternehmen seinen Exportpreis (in heimischer Währung) (PX), indem es einen Aufschlag (π) auf seine Grenzkosten (C) vornimmt.

$$PX = (1 + \pi) \cdot C. \quad (6.1)$$

⁶Im Jahr 2003 waren 74% der deutschen Importe und 88% der deutschen Exporte Fertigwaren.

Die Höhe des Aufschlags ist nicht fix, sondern variiert in Abhängigkeit vom Nachfragedruck (DP^*) und von der Wettbewerbssituation auf dem jeweiligen Absatzmarkt. Ein Maß für die preisliche Wettbewerbsfähigkeit des inländischen Unternehmens im Ausland ist das Verhältnis zwischen den Grenzkosten eines ausländischen Unternehmens (C^*), das ein Konkurrenzprodukt herstellt, und seinen eigenen Grenzkosten (C). Da die Kosten des ausländischen Anbieters in ausländischer Währung ausgedrückt sind, müssen sie mit dem Außenwert der inländischen Währung (AW) umgerechnet werden. Der Mark up ist

$$(1 + \pi) = \alpha \cdot \left(\frac{C^*}{AW \cdot C} \right)^\beta \cdot DP^{*\psi}, \quad (6.2)$$

wobei gelten soll, dass $\alpha \neq 0$, $\beta \geq 0$ und $\psi \geq 0$ ist. Wenn man (6.2) in (6.1) einsetzt und den Ausdruck logarithmiert, erhält man einen linearen Ausdruck für den logarithmierten Exportpreis. Die klein gedruckten Buchstaben bezeichnen die logarithmierten Größen:

$$px = \gamma + \beta(c^* - aw) + (1 - \beta)c + \psi dp^*, \quad (6.3)$$

mit $\gamma = \ln \alpha$. Der logarithmierte Importpreis (pm) lässt sich spiegelbildlich zum Exportpreis ableiten:

$$pm = \lambda + \phi c + (1 - \phi)(c^* - aw) + \eta dp. \quad (6.4)$$

Gleichung (6.4) ist der richtige Ausgangspunkt, wenn man die Preise von Waren, die Deutschland aus einem bestimmten Land oder einem bestimmten Länderkreis einführt, untersuchen möchte. Da wir in der vorliegenden Untersuchung jedoch die gesamtwirtschaftlichen Außenhandelspreise betrachten, gehört die Variable für den Nachfragedruck im importierenden Land nur in die Exportpreisgleichung. In der Importpreisgleichung macht diese Variable keinen Sinn, weil eine Erhöhung der deutschen Importe aus der übrigen Welt keinen Einfluss auf den Importpreis haben sollte, weil das Importangebot praktisch unendlich elastisch ist. Hingegen haben Untersuchungen für Deutschland gezeigt, dass die Preise von Rohstoffen, die zur Energieerzeugung benötigt werden (p_{oil}), eine wichtige Rolle bei der Erklärung der deutschen Importpreise spielen (Clostermann 1998, Warmedinger

2004). Die modifizierte Importpreisgleichung lautet somit

$$pm = \lambda + \phi c + (1 - \phi)(c^* - aw) + \nu p_{oil}. \quad (6.5)$$

Die Koeffizienten β in Gleichung (6.3) bzw. ϕ in Gleichung (6.5) messen, inwieweit sich Exporteure bei ihrer Preissetzung an den Grenzkosten der ausländischen Konkurrenten orientieren. Unter der Annahme, dass diese Kosten *gegeben* sind, können β und ϕ als ein Maß dafür interpretiert werden, in welchem Umfang Unternehmen Wechselkursänderungen durch eine Variation ihrer Gewinnmargen auffangen, um ihre Angebotspreise auf dem ausländischen Absatzmarkt zu steuern. β bzw. ϕ werden deshalb als *Pricing to market-Koeffizienten* bezeichnet. In welchem Umfang Exporteure aufwertungsbedingte Erhöhungen ihrer Angebotspreise an die ausländischen Abnehmer weitergeben, hängt von ihrer Stellung auf dem Absatzmarkt ab. Wenn sie befürchten müssen, Marktanteile zu verlieren, werden sie den Effekt der Aufwertung durch eine Reduktion ihres Gewinns vollständig neutralisieren, so dass sich der Angebotspreis in ausländischer Währung *ceteris paribus* nicht verändert. Haben sie hingegen eine marktbeherrschende Stellung inne, dann werden sie die aufwertungsbedingte Verteuerung ihrer Angebotspreise vollständig den ausländischen Nachfragern aufbürden – ihr Gewinn bleibt in diesem Fall *ceteris paribus* unverändert. In der Regel werden Exporteure weder ein vollständiges Pricing to market ($\beta = 1$ bzw. $\phi = 1$) noch ein vollständiges Exchange rate pass-through ($\beta = 0$ bzw. $\phi = 0$) praktizieren, sondern sie werden die aufwertungsbedingte Erhöhung ihrer Angebotspreise teilweise durch eine Reduktion ihrer Gewinne auffangen, um ihre Wettbewerbsposition auf dem ausländischen Absatzmarkt nicht zu gefährden. Es ist also anzunehmen, dass $0 < \beta < 1$ bzw. $0 < \phi < 1$ gilt. $\beta = 0,3$ impliziert z.B., dass ein inländischer Exporteur im Falle einer 10%igen Aufwertung der heimischen Währung seinen Gewinnaufschlag um 3% reduziert und dass sein Angebotspreis in ausländischer Währung *ceteris paribus* nur um approximativ 7% steigt.

Die Gleichungen (6.3) und (6.5) enthalten zwei Restriktionen. Zum einen haben c^* und aw den selben Koeffizienten, zum anderen summieren sich die Koeffizienten von $(c^* - aw)$ und c zu Eins. Athukorala und Menon (1995) weisen darauf hin, dass diese Restriktionen von den Daten möglicherweise nicht unterstützt werden.

Die erste Restriktion impliziert, dass eine 1%ige Veränderung der ausländischen Grenzkosten den selben Effekt auf die Außenhandelspreise hat, wie eine 1%ige Veränderung des Wechselkurses. Möglicherweise sind aber Unternehmen eher bereit, Wechselkursänderungen (solange sie nicht als dauerhaft eingestuft werden) in ihren Gewinnmargen aufzufangen, als Veränderungen der Grenzkosten. Die zweite Restriktion gilt möglicherweise nicht, weil sich die aggregierten Preisindizes, die als Proxies für die in- und die ausländischen Grenzkosten verwendet werden, hinsichtlich der verwendeten Preise, der Gewichtungsfaktoren und der Berechnungsmethode unterscheiden. In der vorliegenden Arbeit wird die erste Restriktion den Daten auferlegt. Die Koeffizienten von $(c^* - aw)$ und c werden hingegen frei geschätzt. Die Gültigkeit der Summationsbedingung wird anschließend anhand eines Wald-Tests geprüft.

6.4 Empirische Untersuchung der deutschen Export- und Importpreise

6.4.1 Daten

Für die Schätzungen werden nicht saisonbereinigte Quartalsdaten für den Beobachtungszeitraum 1980:1-2004:3 verwendet. Die inländischen Zeitreihen beziehen sich bis einschließlich 1990:4 auf Westdeutschland und ab 1991:1 auf Deutschland. Die Exportpreise (PX) werden durch den Preisindex der Warenausfuhr und die Importpreise (PM) durch den Preisindex der Wareneinfuhr aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) gemessen. Im Mark up-Modell bestimmen die Unternehmen ihre Angebotspreise, indem sie einen Aufschlag auf ihre Grenzkosten vornehmen. Da diese auf gesamtwirtschaftlicher Ebene unbeobachtbar sind, müssen in empirischen Untersuchungen aggregierte Preisindizes als Proxies für die Grenzkosten der in- und ausländischen Produzenten verwendet werden. Im Rahmen dieser Untersuchung wurden verschiedene Preisindizes

getestet. Als Proxy für die Grenzkosten der inländischen Unternehmen wurden der deutsche Produzentenpreisindex (PPI), der Gesamtabatzdeflator (P_{gdp}) und der Konsumentenpreisindex (CPI) verwendet. Als Proxy für die Grenzkosten der ausländischen Anbieter wurden gewichtete Indizes sowohl auf Basis von Produzenten- als auch auf Basis von Konsumentenpreisen berechnet.⁷ Der ausländische Preisindex ist jeweils ein geometrisches Mittel aus den nationalen Zeitreihen von 15 wichtigen Handelspartnern Deutschlands auf der Einfuhr- bzw. auf der Ausfuhrseite, die mit den laufenden Anteilen des jeweiligen Landes an den deutschen Warenimporten bzw. Warenexporten gewichtet wurden. In der Importpreisgleichung werden die importgewichteten und in der Exportpreisgleichung werden die exportgewichteten Preisindizes verwendet. Zusätzlich zu dem ausländischen Produzenten- bzw. dem Konsumentenpreisindex wird in der Exportpreisgleichung noch ein ausländischer Gesamtabatzdeflator getestet, der sich aus den exportgewichteten nationalen Deflatoren von 19 Industrieländern zusammensetzt ($PA19x_{pgdp}$). Der Nachfragedruck auf dem Absatzmarkt wird in der Exportpreisgleichung durch den Auftragseingang aus dem Ausland im Verarbeitenden Gewerbe approximiert ($Order$). Als Proxy für die Preise der Rohstoffe, die für die Energieerzeugung benötigt werden, wird in der Importpreisgleichung der Ölpreis (in Euro) verwendet (P_{oil}). Alle Zeitreihen wurden logarithmiert, so dass die geschätzten Koeffizienten als Elastizitäten interpretiert werden können. Die Abbildungen der Zeitreihen und die Liste der Datenquellen befinden sich in Abschnitt 8.4 im Anhang.

6.4.2 Einheitswurzeltests und Kointegrationsanalyse

Alle Zeitreihen wurden mit dem augmented Dickey-Fuller-Test auf das Vorliegen einer Einheitswurzel getestet.⁸ Die Testergebnisse zeigen an, dass alle Zeitreihen

⁷Eine detaillierte Beschreibung der Berechnung der ausländischen Preisindizes befindet sich in Abschnitt 8.4 im Anhang.

⁸Die Einheitswurzeltests werden in Abschnitt 8.5.2 im Anhang erläutert.

integriert der Ordnung Eins sind (vgl. Tabelle 8.16, Abschnitt 8.4).⁹ Somit sind die Voraussetzungen für eine Kointegrationsanalyse gegeben. Da im theoretischen Modell (Gleichungen 6.3 und 6.5) angenommen wird, dass die Kointegrationsbeziehung mehr als zwei Variablen enthält, muss anhand des Johansen-Verfahrens auf die Anzahl der bestehenden Kointegrationsvektoren getestet werden.¹⁰ Dazu wird in einem ersten Schritt ein unrestringiertes VAR geschätzt, dessen Laglänge anhand des Akaike Informationskriteriums (AIC) determiniert wird. Anschließend wird das mit dem VAR korrespondierende VECM geschätzt und die Anzahl der bestehenden Kointegrationsvektoren anhand des Trace-Tests bestimmt.

Da die zu untersuchenden Zeitreihen nicht saisonbereinigt sind, werden zentrierte Saisondummies¹¹ verwendet. Hinsichtlich der Trends in den Daten wird in einem ersten Schritt unterstellt, dass die Zeitreihen einen linearen Trend im Niveau aufweisen, dass es aber keinen Trend in den Kointegrationsvektoren gibt. Athukorala und Menon (1995) haben darauf hingewiesen, dass bei der Verwendung hoch aggregierter Preisindizes Indexaggregationsprobleme auftreten können, weil den Indizes unterschiedliche Warenkörbe zugrunde liegen, deren Zusammensetzung sich über die Zeit ändert. Deswegen ist möglicherweise ein linearer Trend in der Kointegrationsbeziehung notwendig, der diesen Effekt auffängt.¹² Wenn im ersten Schritt keine Kointegrationsbeziehung gefunden wird, wird der Johansen-Test unter der Annahme, dass es einen linearen Trend in den Kointegrationsvektoren gibt, wiederholt.

Da die Gleichung (6.3) den Ausgangspunkt für die Modellierung der Ausfuhrpreise bildet, wurde anhand des Johansen-Verfahrens untersucht, ob eine Kointegrationsbeziehung zwischen den deutschen Ausfuhrpreisen, dem Auftragseingang aus dem Ausland sowie dem inländischen und dem ausländischen Preisindex besteht, wobei alle möglichen Kombinationen der in- und ausländischen Preisindizes getestet wurden. Analog wurde – ausgehend von Gleichung (6.5) – untersucht,

⁹Die ökonometrische Untersuchung wurde mit EViews 4.0 und PcGive 9.10 durchgeführt.

¹⁰Das Johansen-Verfahren wird in Abschnitt 8.5.3 im Anhang erläutert.

¹¹Zentrierte Saisondummies haben den Vorteil, dass sie sich in der Jahressumme zu Null addieren und das Absolutglied somit keine Saisoneffekte enthält.

¹²Vgl. dazu auch Clostermann (1998), Fußnote 32.

ob eine Langfristbeziehung zwischen den deutschen Einfuhrpreisen, dem Ölpreis sowie dem in- und dem ausländischen Preisindex besteht, wobei wiederum alle möglichen Kombinationen der in- und ausländischen Preisindizes getestet wurden. Damit eine Variablenkombination in die engere Auswahl kommt, müssen folgende Voraussetzungen erfüllt sein: es gibt genau einen Kointegrationsvektor, der Ladungskoeffizient der Außenhandelspreise ist negativ und signifikant, die Variablen in der Kointegrationsbeziehung sind signifikant und haben das richtige Vorzeichen. Wenn man diese Anforderungen zugrunde legt, werden jeweils eine Kointegrationsbeziehung für die Exportpreise und eine für die Importpreise gefunden. Eine Langfristbeziehung besteht zwischen dem Exportpreis, dem deutschen Gesamtabsatzdeflator (Proxy für die Grenzkosten der deutschen Exporteure), dem ausländischen Gesamtabsatzdeflator (Proxy für die Grenzkosten der ausländischen Konkurrenten), dem Auftragseingang aus dem Ausland (Proxy für den Nachfragedruck im importierenden Land) und einem linearen Trend. Diese Kointegrationsbeziehung ist zum 5% Niveau signifikant. Die andere Langfristbeziehung besteht zwischen dem Importpreis, dem deutschen Gesamtabsatzdeflator (Proxy für die Grenzkosten der inländischen Konkurrenten), dem ausländischen Konsumentenpreisindex (Proxy für die Grenzkosten der ausländischen Exporteure), dem Ölpreis und einem linearen Trend. Diese Kointegrationsbeziehung ist zum 1% Niveau signifikant (vgl. Tabelle 8.17 und 8.18, Abschnitt 8.4).

6.4.3 Modellspezifikation für den Schätzzeitraum 1980:1-2004:3

Im Folgenden werden die Exportpreis- und die Importpreisgleichung dargestellt, die beide als bedingte Einzelgleichungs-Fehlerkorrekturmodelle spezifiziert und mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt wurden. Die Langfristbeziehungen sind nichtlinear geschätzt, was den Vorteil hat, dass die t-Werte der entsprechenden Koeffizienten unmittelbar interpretiert werden können. Beim Schätzen wird der Ansatz "from general to specific" verfolgt. D.h. dass von jeder

Variable zunächst vier Verzögerungen in der Regression berücksichtigt werden und dass die insignifikanten Verzögerungen anschließend Schritt für Schritt aus der Schätzgleichung entfernt werden. Um die Lesbarkeit zu erleichtern wird das inländische Preisniveau mit P und das ausländische Preisniveau mit P^* bezeichnet. csd steht für die zentrierten Saisondummies. $i8701$, $i9003$ und $i0002$ bezeichnen drei Impulsdummies, die je einen Ausreißer im ersten Quartal 1987, im dritten Quartal 1990 und im zweiten Quartal 2000 auffangen. Die Impulsdummy $i9003$ wird sowohl in der Export- als auch in der Importpreisgleichung benötigt. Dieser Ausreißer wird vermutlich durch die Umstellung der VGR auf (gesamt)deutsche Daten verursacht. Für die Impulsdummy $i0002$ in der Exportpreisgleichung und die Impulsdummy $i8701$ in der Importpreisgleichung kann keine ökonomische Erklärung gegeben werden. Die Berücksichtigung der beiden Dummies stellt jedoch sicher, dass bei den Residuen Abweichungen von der Normalität und ARCH-Effekte vermieden werden.

Exportpreisgleichung (t-Werte in Klammern)

$$\begin{aligned}
\Delta \ln PX_t = & \\
& -0,24 [\ln PX_{t-1} -0,82 \ln P_{t-1} -0,18 \ln P_{t-1}^* -0,14 \ln Order_{t-1} +0,004 Trend] \\
& \quad (-5,6) \quad (-7,3) \quad (-3,5) \quad (-4,4) \quad (5,7) \\
& +0,21 \Delta \ln PX_{t-1} -0,11 \Delta \ln PX_{t-3} +0,24 \Delta \ln PX_{t-4} \\
& \quad (2,4) \quad (-1,6) \quad (3,5) \\
& -0,15 \Delta \ln PX_{t-5} -0,14 \Delta \ln PX_{t-6} +0,23 \Delta \ln P_t \\
& \quad (-2,1) \quad (-2,2) \quad (2,9) \\
& +0,16 \Delta \ln P_t^* +0,07 \Delta \ln P_{t-1}^* -0,14 \Delta \ln P_{t-2}^* +0,03 \Delta \ln Order_{t-2} \\
& \quad (5,7) \quad (2,4) \quad (-4,7) \quad (3,2) \\
& +0,01 csd_{1t} +0,001 csd_{2t} -0,002 csd_{3t} -0,09 -0,01 i9003_t -0,01 i0002_t + \hat{u}_{1t} \\
& \quad (2,7) \quad (0,5) \quad (-1,3) \quad (-0,7) \quad (-2,6) \quad (-3,3)
\end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,74$, $SEE=0,003$, $LM(1)=[0,92]$, $LM(4)=[0,42]$, $ARCH(1)=[0,79]$, $ARCH(4)=[0,76]$, $White-Test=[0,14]$, $RESET-Test=[0,64]$, $NORM=[0,53]$, $Cusum/Cusum^2$: stabil

Die Kointegrationsbeziehung ist hoch signifikant. Der kritische Wert zum 1%-Niveau beträgt für diese Spezifikation $-4,97$.¹³ Der t-Wert des geschätzten Ladungskoeffizienten ist mit $-5,6$ 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.

Die Gleichung für die Exportpreise weist eine gute Anpassung an die Daten auf. Wie die Spezifikations- und Parameter tests anzeigen, ist die Gleichung wohl-spezifiziert (p-values in eckigen Klammern).¹⁴ In der langen Frist orientieren sich die deutschen Exporteure in erster Linie an der eigenen Kostensituation und betreiben nur in geringem Umfang PTM. Der Koeffizient für das inländische Preisniveau (als Proxy für die Grenzkosten der inländischen Unternehmen) wird auf $0,82$ und der Koeffizient für das ausländische Preisniveau (als Proxy für die Grenzkosten der ausländischen Anbieter) wird auf $0,18$ geschätzt. Das bedeutet, dass die deutschen Exporteure bei einer 10%igen Aufwertung der eigenen Währung ihren Gewinnaufschlag lediglich um etwa 2% reduzieren und ihren Preis auf dem Absatzmarkt um etwa 8% erhöhen. Das spricht dafür, dass die deutschen Exporteure über eine starke Stellung im Markt verfügen bzw. dass sie sich einer relativ unelastischen Nachfrage gegenüber sehen. Dieses Ergebnis ist sehr plausibel, wenn man sich vor Augen führt, dass ein beträchtlicher Teil der deutschen Exporte wie Maschinen, Anlagen oder elektrotechnische Erzeugnisse "Maßanfertigungen" sind, die auf die spezifischen Anforderungen der Kunden zugeschnitten sind. Da ihre Herstellung ein hohes Maß an Know-how voraussetzt, ist ein kurzfristiger Wechsel zu einem anderen Anbieter für den Kunden so gut wie ausgeschlossen und auch längerfristig meist mit beträchtlichen Kosten verbunden. Es ist bemerkenswert, dass sich die Koeffizienten von P und P^* zu Eins addieren (Irrtumswahrscheinlichkeit $< 5\%$), obwohl die Grenzkosten der inländischen und der ausländischen Anbieter durch einen hochaggregierten Preisindex approximiert werden.

Die kurzfristige Anpassung läuft über verzögerte Veränderungen der Exportprei-

¹³Vgl. Hassler (2004), Tabelle 4.

¹⁴Für die Residuenanalyse wurde ein von C. Logeay erstelltes Eviews Programm verwendet.

se und der Auftragseingänge aus dem Ausland, über die zeitgleiche Veränderung der Kosten der deutschen Exporteure sowie über zeitgleiche und verzögerte Veränderungen der Kosten ihrer ausländischen Konkurrenten. Der Koeffizient für die Kostensituation der deutschen Unternehmen wird auf 0,23 geschätzt; der Koeffizient für die Kostensituation der ausländischen Anbieter beträgt 0,09. Das bedeutet, dass sich die deutschen Exporteure nicht nur in der langen, sondern auch in der kurzen Frist deutlich stärker an ihrer eigenen Kostensituation als an der ihrer ausländischen Konkurrenten orientieren.

Importpreisgleichung (t-Werte in Klammern)

$$\begin{aligned} \Delta \ln PM_t = & \\ & -0,50 [\ln PM_{t-1} \quad -0,68 \ln P_{t-1} \quad -0,33 \ln P_{t-1}^* \quad -0,10 \ln POil_{t-1} \quad +0,005 Trend] \\ & \quad (-5,9) \quad \quad (-5,5) \quad \quad (-3,2) \quad \quad (-10,0) \quad \quad (8,3) \\ & +0,34 \Delta \ln PM_{t-1} \quad +0,20 \Delta \ln PM_{t-2} \quad +0,12 \Delta \ln PM_{t-3} \quad +0,11 \Delta \ln PM_{t-4} \\ & \quad (3,5) \quad \quad (2,4) \quad \quad (1,2) \quad \quad (1,4) \\ & +0,19 \Delta \ln PM_{t-5} \quad -0,53 \Delta \ln P_{t-1} \quad -0,72 \Delta \ln P_{t-2} \quad -0,67 \Delta \ln P_{t-3} \\ & \quad (2,4) \quad \quad (-2,0) \quad \quad (-3,2) \quad \quad (-2,7) \\ & +0,06 \Delta \ln POil_t \quad +0,02 \Delta \ln POil_{t-1} \quad -0,02 \Delta \ln POil_{t-2} \quad -0,02 \Delta \ln POil_{t-4} \\ & \quad (6,1) \quad \quad (1,9) \quad \quad (-1,9) \quad \quad (-2,1) \\ & +0,02 csd_{1t} \quad +0,02 csd_{2t} \quad +0,01 csd_{3t} \quad +0,28 \quad -0,05i8701_t \quad -0,03 i9003_t + \hat{u}_{2t} \\ & \quad (2,8) \quad \quad (2,1) \quad \quad (0,6) \quad \quad (1,0) \quad \quad (-4,4) \quad \quad (-2,7) \end{aligned}$$

$\bar{R}^2=0,69$, $SEE=0,009$, $LM(1)=[0,39]$, $LM(4)=[0,57]$, $ARCH(1)=[0,33]$, $ARCH(4)=[0,58]$, $White-Test=[0,47]$, $RESET-Test=[0,50]$, $NORM=[0,53]$, $Cusum/Cusum^2$: stabil

Der t-Wert des geschätzten Ladungskoeffizienten ist mit -5,9 deutlich kleiner als der kritische Wert, der für diese Spezifikation -4,97 beträgt.¹⁵ Damit kann die Nullhypothese, dass keine Kointegrationsbeziehung vorliegt, zum 1%-Niveau verworfen werden. Das Ergebnis des Johansen-Tests wird somit bestätigt.

Die Gleichung für die Importpreise weist eine recht gute Anpassung an die Da-

¹⁵Vgl. Hassler (2004), Tabelle 4.

ten auf. Wie die Spezifikations- und Parametertests anzeigen, ist die Gleichung wohlspezifiziert (p-values in eckigen Klammern). Im Gegensatz zu den deutschen Unternehmen orientieren sich die ausländischen Exporteure in der langen Frist stark an der Kostensituation ihrer deutschen Konkurrenten. Das heißt, dass sie in großem Umfang PTM betreiben. Der entsprechende Koeffizient wird auf 0,68 geschätzt, während der Koeffizient für ihre eigene Kostensituation 0,33 beträgt. D.h. dass die ausländischen Anbieter bei einer 10%igen Aufwertung der eigenen Währung ihren Gewinnaufschlag um fast 7% reduzieren und ihren Preis auf dem Absatzmarkt nur um etwa 3% erhöhen. Dieses Ergebnis ist in seiner Deutlichkeit überraschend. Aber auch nicht unplausibel, da Deutschland nach den USA und Japan die drittgrößte Volkswirtschaft ist und deshalb sicherlich über eine gewisse Marktmacht verfügt. Des Weiteren ist das Ergebnis ein Hinweis darauf, dass der Wettbewerbsdruck für ausländische Anbieter auf dem deutschen Absatzmarkt sehr hoch ist und offenbar die Notwendigkeit besteht, PTM zu betreiben, um Marktanteile zu sichern. Auch in dieser Gleichung addieren sich die Koeffizienten von P und P^* zu Eins (Irrtumswahrscheinlichkeit $< 10\%$). Das ist überraschend, da die Grenzkosten der in- und ausländischen Anbieter nicht nur durch einen hochaggregierten Preisindex approximiert werden, sondern auch noch eine unterschiedliche Preisbasis haben. In der kurzen Frist spielen verzögerte Veränderungen der Importpreise und der Kostensituation der deutschen Konkurrenten sowie zeitgleiche und verzögerte Veränderungen des Ölpreises eine Rolle. Der Umstand, dass die Kostensituation der ausländischen Anbieter auch in der kurzen Frist keinen Einfluss auf ihre Preissetzung hat, ist ein weiteres Indiz für den hohen Wettbewerbsdruck auf dem deutschen Absatzmarkt.

6.5 Fazit

Das Ergebnis dieses Kapitels ist, dass sich deutsche Exporteure bei ihrer Preissetzung *langfristig* in großem Umfang an ihrer eigenen Kostensituation orientieren und wechselkursinduzierte Preiserhöhungen zu etwa 80% auf ihre ausländischen

Kunden überwälzen. Dieses Ergebnis ist ein Indiz dafür, dass deutsche Exporteure eine starke Stellung auf dem ausländischen Absatzmarkt haben bzw. dass die Nachfrage relativ unelastisch ist. Da Deutschland überwiegend Investitionsgüter exportiert, die z.B. bei Maschinen oder Anlagen sehr speziell auf die Bedürfnisse der Kunden abgestimmt sind, besteht eine enge Kundenbindung, wenn nicht gar eine Abhängigkeit von den deutschen Anbietern. Auch in der *kurzen* Frist berücksichtigen deutsche Unternehmen bei ihrer Preissetzung die eigene Kostensituation in einem stärkeren Maße als die ihrer ausländischen Konkurrenten. Die Ergebnisse zum Preissetzungsverhalten deutscher Exporteure stehen weitgehend in Einklang mit den Resultaten anderer Studien für Deutschland (Clostermann 1996, 1998).

Im Gegensatz zu den deutschen Unternehmen orientieren sich die ausländischen Exporteure *langfristig* stark an der Kostensituation ihrer deutschen Konkurrenten. Sie geben Wechselkursschwankungen nur zu etwa 30% in ihren Verkaufspreisen weiter und absorbieren 70% der aufwertungsbedingten Preiserhöhung in ihrer Gewinnmarge. Erstaunlicherweise scheinen sich ausländische Anbieter auch in der kurzen Frist nur an dem deutschen Preisniveau zu orientieren. Diese Ergebnisse sind ein Indiz dafür, dass Deutschland als drittgrößte Volkswirtschaft ein attraktiver Absatzmarkt ist, auf dem der Konkurrenzdruck sehr hoch ist. Verglichen mit den Ergebnissen anderer Untersuchungen für Deutschland, ist der hier geschätzte PTM-Koeffizient mit einem Wert von etwa 0,7 recht hoch. Clostermann (1998) ermittelt einen PTM-Koeffizienten von 0,3 und Warmedinger (2004) einen von 0,44. Allerdings unterscheiden sich diese drei Studien stark hinsichtlich des Schätzzeitraums und der verwendeten Variablen, so dass ihre Ergebnisse streng genommen nicht vergleichbar sind.

Ein Problem des Mark up-Modells ist, dass die Unternehmen ihre Angebotspreise bestimmen, indem sie einen Aufschlag auf ihre Grenzkosten vornehmen, die auf gesamtwirtschaftlicher Ebene unbeobachtbar sind. Aus diesem Grund müssen in empirischen Untersuchungen aggregierte Preisindizes als Proxies für die Grenzkosten der inländischen und der ausländischen Anbieter verwendet werden. Es ist erstaunlich, dass die Restriktion, dass sich die Koeffizienten von $(c^* - aw)$ und

c zu Eins addieren, in der vorliegenden Untersuchung nicht verworfen werden konnte, obwohl die Grenzkosten durch hoch aggregierte Preisindizes approximiert wurden, die sich nicht nur hinsichtlich der Gewichtungsfaktoren und der Berechnungsmethode, sondern sogar hinsichtlich der verwendeten Preise unterscheiden.