

Marktmacht ausgewählter Branchen der deutschen Ernährungswirtschaft auf internationalen Märkten

THOMAS GLAUBEN und JENS-PETER LOY

Market power of selected German food and beverage exporters on international markets

In this paper we applied two well known empirical models, the 'pricing-to-market' and the 'residual demand elasticity' approach, to test for market power of German food and beverage exporters on the main international markets (beer, cocoa powder, chocolate, and sugar confectionary). We compared the estimation results and considered the time series properties of the model variables, which both had an impact on the conclusions drawn from the model estimates.

On many international food markets conditions for the existence of market power are fulfilled, such as concentrated supply and/or demand structures, or specific product qualities. For the products under study we have shown that the supply side is highly concentrated. For instance, for beer, cocoa powder, chocolate, and sugar confectionary the six biggest importers hold a significant share of total imports of the respective destinations. In addition, many products are well known for their specific quality characteristics.

The 'pricing-to-market' model identifies market power by the estimation of the exchange rate transmission elasticity. A significant transmission elasticity above minus one indicates the use of market power. The 'residual demand elasticity' approach signalizes market power if the estimates for the elasticity lie in the range of minus one to less than infinity. Both frameworks utilize the effects of exchange rate variations on export volumes and prices.

On four markets, US and Canadian beer market, UK sugar confectionary, and Italian cocoa powder market, we find significant parameters for the exchange rate transmission elasticity which indicate a 'pricing to market' behavior with similar estimates around -0.7. Thus, the use of market power by German exporters cannot be rejected for these products and destinations. Because the RDE model results do not indicate market power at all, both approaches partly result inconsistent conclusions, which further do not fit to the fact that the law of one price is significantly violated for all products. Even though markets obviously indicate to some extent market power, the applied model approaches do not consistently detect it. Therefore, the observed price discrimination must be caused by some other factors than the deviation of demand elasticities between international markets. The explicit consideration of competitors' behaviour on the international markets can be one factor that might be worthwhile to enhance the understanding of the pricing process on these markets.

Keywords: pricing to market; residual demand elasticity; market power; food and beverage export markets

Zusammenfassung

In dem vorliegenden Beitrag wurden zwei empirische Ansätze, der „pricing to market“ und der „residual demand elasticity“ Ansatz, zur Überprüfung von Marktmacht des deutschen Ernährungssektors (Bier, Kakaopulver, Konfekt und Fruchtgummi) auf den für Deutschland zentralen internationalen Märkten angewendet. Die Datengrundlage der Analysen bilden monatliche Mengen und Werte deutscher Exporte von Bier, Konfekt, Kakaopulver und Fruchtgummi nach USA (US), Kanada (CA) Frankreich (FR), Belgien (BL), Italien (IT) und Großbritannien (UK) für den Zeitraum von April 1991 bis Mai 1998.

Beide Modelle identifizieren Marktmacht durch die Preis- und Mengenreaktionen des Exportsektors auf Wechselkursschwankungen. Beim „pricing to market“-Ansatz wird geprüft, in welchem Umfang Wechselkursänderungen die Exportpreise gemessen in der Währung des Exporteurs bestimmen (Wechselkurstransmissionselastizität). Eine signifikante Wechselkurstransmission deutet auf eine Abweichung vom „law of one price“ und damit auf die Ausübung von Marktmacht hin. Beim „residual demand elasticity“-Ansatz wird auf die Existenz von Marktmacht geschlossen, wenn der betrachtete Exporteur einer signifikant fallenden Nachfrage gegenübersteht, oder anders ausgedrückt, wenn die inverse residuale Nachfrageelastizität im offenen Intervall zwischen Null und minus Eins liegt.

Auf vier Exportmärkten, dem US-amerikanischen und kanadischen Biermarkt, dem Fruchtgummimarkt in Großbritannien sowie dem Markt für Kakaopulver in Italien, ergaben sich signifikante Wechselkurstransmissionselastizitäten mit Werten um -0,7, welche auf monopolistisches Preissetzungsverhalten im Rahmen des „pricing to market“ Ansatzes schließen lassen. Daraus folgt, dass die Ausübung von Marktmacht durch deutsche Exporteure auf diesen Märkten nicht abgelehnt werden kann. Im Rahmen des RDE-Modells konnte allerdings auf keinem der betrachteten Märkte die Ausübung von Marktmacht durch deutsche Exporteure identifiziert werden.

Die beiden Modelle ergaben somit zum Teil inkonsistente Ergebnisse und deuten in der Mehrzahl der Fälle auf vollkommenen Wettbewerb hin. Die durchschnittlichen Exportpreise hingegen weisen signifikante Divergenzen zwischen den verschiedenen Destinationen auf, was ein starkes Indiz für die Ausübung von Preisdiskriminierung (Marktmacht) ist. Folglich ist die Eignung der präsentierten theoretischen Modelle in Bezug auf die Erklärung der beobachteten Preisgleichgewichte fraglich. Eine Modifikation der Modellansätze, z.B. durch die weitergehende Berücksichtigung des Verhaltens von Konkurrenten, könnte die den Erklärungsgehalt der Modelle verbessern.

Schlüsselwörter: pricing to market; residuale Nachfrageelastizität; Nahrungsmittel- und Getränkeexportmärkte

1 Einleitung

Die Ausübung von Marktmacht hat bedeutende Implikationen für die Profitabilität von Unternehmen und Sektoren und damit für deren Wettbewerbsfähigkeit. Die mit Marktmacht verbundenen Preissetzungsspielräume gestatten es Unternehmen, direkt in den Preisbildungsprozess „einzugreifen“ und das Marktergebnis zu beeinflussen sowie (zusätzliche) ökonomische Renten abzuschöpfen. Die Präsenz von Marktmacht kann sowohl eine Folge hoch konzentrierter Angebots- oder Nachfragestrukturen sein als auch durch die Exklusivität von Produkteigenschaften (Produktheterogenität) begründet werden.

Beide Voraussetzungen sind auf vielen internationalen Märkten für deutsche Nahrungsmittel und Getränke vorzufinden. So liegen beispielsweise die Handelsanteile der sechs bedeutendsten Importeure von Bier, Kakaopulver,

Konfekt und Fruchtgummi in Frankreich zwischen 56 % und 92 % und in den USA zwischen 49 % und 97 %. Zusätzlich weisen einige dieser Produkte spezifische Qualitätsmerkmale auf, die z.B. durch ihre Herkunft charakterisiert werden können (z.B. Bier oder Konfekt aus Deutschland).

Der vorliegende Beitrag zielt auf die Identifikation und Messung von Marktmacht¹⁾ deutscher Exporteure auf verschiedenen internationalen Nahrungsmittel- und Getränkemärkten. Im einzelnen werden vier europäische Importmärkte (Frankreich, Italien, Belgien/Luxemburg und Großbritannien) und die beiden nordamerikanischen (USA und Kanada) für Bier, Kakao, Konfekt und Fruchtgummi untersucht.

Die Grundlage der Untersuchung bilden zwei unterschiedliche Ansätze zur Modellierung unvollkommenen Wettbewerbs, der „pricing to market“ (PTM) und der „residual demand elasticity“ (RDE) Ansatz. Der PTM-Ansatz wurde von KRUGMAN (1987) für die Analyse internationaler Märkte entwickelt. Diese und die nachfolgenden Arbeiten sind der internationalen Handelstheorie zuzuordnen. Der zweite Modellansatz, der im Kern auf die Ermittlung residualer Nachfrageelastizitäten in den einzelnen Importdestinationen zielt, wurde 1988 von BAKER und BRESNAHAN eingeführt. Der RDE-Ansatz wurde, abgesehen von der Arbeit von GOLDBERG und KNETTER (1999), ausschließlich zur Analyse nationaler Märkte verwendet. Dieser Ansatz ist primär im Bereich der Industrieökonomik, speziell der „New Empirical Industrial Organization“ Literatur, anzusiedeln.

Beide Modellansätze zielen auf die Untersuchung des Preissetzungsverhaltens von Unternehmen und gestatten unter bestimmten Bedingungen die Prüfung der Existenz von Marktmacht auf internationalen Märkten. Das Ausmaß von Marktmacht kann nicht mit dem PTM-Ansatz, sondern nur im Rahmen des RDE-Modells ermittelt werden. Der wesentliche Vorteil von Untersuchungen auf internationalen Märkten besteht darin, dass für die Prüfung von Marktmacht keinerlei Informationen über (marginale) Produktionskosten benötigt werden, welche häufig nicht verfügbar sind. Auf internationalen Märkten bedingen Wechselkurschwankungen zwischen den Währungen der Handelspartner Veränderungen der Profitabilität von Exporten, so dass aus den Reaktionen auf solche Änderungen auf das Preissetzungsverhalten des Exporteurs bzw. des Exportsektors geschlossen werden kann.

Die Datengrundlage der empirischen Analyse bilden Exportmengen, die zugehörigen Einheitswerte und die Wechselkurse auf monatlicher Basis über den Zeitraum von April 1991 bis Juni 1998 für die betrachteten Nahrungsmittel und Getränke der jeweils bedeutendsten Destinationen, Frankreich, Großbritannien, USA, Kanada, Italien und Belgien/Luxemburg. Für die Auswahl der Produkte war entscheidend, dass es sich um bedeutende Import- und Exportmärkte handelt und die Produkte spezifische Qualitätsmerkmale erwarten lassen²⁾. Die Anzahl der Beobachtungen erlaubt die Untersuchung der Zeitreiheigenschaften der

Modellvariablen, was in der bestehenden Literatur zu diesem Thema oft nicht berücksichtigt wurde.

Der Beitrag gliedert sich wie folgt: Zunächst werden die theoretischen Ansätze kurz präsentiert und diskutiert. Es folgt eine Beschreibung der Märkte und der Datengrundlage. Im Anschluss werden die empirischen Spezifikationen der Modelle erläutert und die Ergebnisse dargestellt. Abschließend wird ein kurzes Resümee des Beitrages gezogen.

2 Theoretische Ansätze

Das „law of one price“ ist eines der grundlegenden ökonomischen Gesetzmäßigkeiten vollkommener internationaler Wettbewerbsmärkte. Es beinhaltet, dass die FOB-Preise homogener Güter auf unterschiedlichen Exportmärkten, gemessen in einer Währung, identisch sein müssen. Beim PTM-Ansatz wird von einem einfachen Modell monopolistischer Preisdiskriminierung durch einen Exporteur auf vollkommen getrennten internationalen Märkten ausgegangen. Dies impliziert in der Regel eine Verletzung des „law of one price“. Die unterschiedlichen destinationsspezifischen Preise ergeben sich unter Annahme identischer Grenzkosten jeweils als Funktion der Preiselastizität der Nachfrage in den Destinationen. Bei fallenden Nachfragekurven realisiert der Exporteur einen auf jedem Exportmarkt spezifischen „markup“, dessen Höhe von der Preiselastizität der Nachfrage bestimmt wird.

Reale Wechselkursänderungen zwischen den Währungen des Exporteurs und der Destinationen können bei monopolistischer Preisdiskriminierung eine Änderung des geografischen Preisgefüges auf den Exportmärkten zur Folge haben. Im Falle vollkommener Wettbewerbsmärkte werden Exportpreise, gemessen in Währungseinheiten des Exporteurs, entsprechend des „law of one price“ nicht durch Wechselkursschwankungen beeinflusst und folglich wird auch keine Preisdiskriminierung ausgeübt.

Zur Illustration des PTM-Modells wird angenommen, dass der monopolistische Exporteur einer ‚normalen‘ Nachfragefunktion in jeder Destination ($i=1, \dots, n$) gegenübersteht.

$$(A-1) \quad Q_i = Q_i(e_i P_i, Z_i).$$

Dabei ist Q_i die nachgefragte Menge in der Destination, P_i der Preis in Währungseinheiten des Exportlandes, e_i der Wechselkurs zwischen der Währungseinheit der Destination und des Exportlandes (z.B. US-\$/DM), $e_i P_i$ der Preis in Währungseinheiten des Destinationsmarktes und Z_i ein Vektor von „demand shifters“ (z.B. Einkommen). Die Angebotsrelation des Exporteurs ergibt sich aus den stationären Lösungen des monopolistischen Maximierungskalküls $\text{MAX}_{P_i} \Pi_i = P_i Q_i(\cdot) - C(Q_i(\cdot), W)$, wobei $C(\cdot)$ die Kostenfunktion und W ein Vektor von „cost shifters“ (z.B. Inputpreise) repräsentiert. Der Exporteur maximiert seinen Gewinn in der betrachteten Destination, wenn der Grenzerlös $MR_i = Q_i + P_i (\partial Q_i / \partial P_i)$ den Grenzkosten $MC = (\partial C / \partial Q_i) (\partial Q_i / \partial P_i)$ entspricht. Nach einigen Umformungen folgt:

$$(A-2) \quad P_i = MC \left(\frac{\eta_i(e_i p_i, Z)}{\eta_i(e_i p_i, Z) - 1} \right).$$

1) Marktmacht ist gemäß dem Lerner-Index als relative Divergenz zwischen Marktpreis und Grenzkosten definiert.

2) Außerdem setzte die Analyse voraus, dass für alle Zeitspannen Daten vorhanden sind. Saisonale oder zufällige Datenlücken führten zum Ausschluss von Produkten.

Im Optimum ergibt sich der Preis in Währungseinheiten des Exporteurs aus den marginalen Kosten multipliziert mit einem „markup“, welcher durch den absoluten Wert der Preiselastizität der Nachfrage (η_i) bestimmt wird. η_i ist eine Funktion des Produktpreises in Währungseinheiten des Destinationslandes und der „demand shifters“. Nach Logarithmierung von (A-2) und Ableitung der Gleichung nach dem Wechselkurs (e_i) erhält man Ausmaß und Vorzeichen der wechselkursinduzierten relativen Preisänderung in Währungseinheiten des Exportlandes bzw. die Wechselkurs-transmissionselastizität (vgl. GAGNON und KNETTER, 1995).

$$(A-3) \quad \frac{\partial \ln P_i}{\partial \ln e_i} = - \frac{\partial \ln \eta_i / \partial \ln(e_i P_i)}{\eta_i - 1 + (\partial \ln \eta_i / \partial \ln(e_i P_i))}$$

Offensichtlich wird die Wechselkurs-transmissionselastizität von der absoluten Höhe der Nachfrageelastizität (η_i) sowie durch deren relative Änderung ($\partial \ln \eta_i / \partial \ln(e_i P_i)$), d.h. der Konvexität der Nachfrage, bestimmt.

Tendiert die Nachfrageelastizität gegen unendlich, was dem Fall eines vollkommenen Wettbewerbsmarktes entspricht, dann tritt keine wechselkursbedingte Änderung des Preises auf. Entsprechend (A-2) strebt der relative „markup“ gemäß den Bedingungen eines vollkommenen Wettbewerbsmarktes gegen Eins, da Preise und Grenzkosten sich bei dieser Marktform entsprechen ($P=MC$). Eine Nachfrageelastizität von kleiner als Eins in absoluten Werten ist nicht konsistent mit monopolistischem Maximierungsverhalten. Daraus folgt, dass bei monopolistischem Wettbewerb die absoluten Werte der Nachfrageelastizität im Intervall $[1, \infty[$ liegen. Die Wechselkurs-transmissionselastizität ist in diesem Fall immer größer oder gleich minus Eins.

Für monopolistische Märkte lassen sich je nach Vorzeichen der Veränderung der Nachfrageelastizität in Abhängigkeit des Preisniveaus bzw. der Konvexität der Nachfrage folgende drei Fälle unterscheiden:

$$(A-4a) \quad \partial \ln \eta_i / \partial \ln(e_i P_i) > 0 \Rightarrow \partial \ln P_i / \partial \ln e_i \in [-1, 0 [$$

$$(A-4b) \quad \partial \ln \eta_i / \partial \ln(e_i P_i) = 0 \Rightarrow \partial \ln P_i / \partial \ln e_i = 0$$

$$(A-4c) \quad \partial \ln \eta_i / \partial \ln(e_i P_i) < 0 \wedge (1 - \eta_i) > \partial \ln \eta_i / \partial \ln(e_i P_i) \Rightarrow \partial \ln P_i / \partial \ln e_i > 0$$

Steigt der absolute Wert der Nachfrageelastizität mit zunehmendem Preisniveau in Währungseinheiten der Destination (A-4a), dann folgt eine Transmissionselastizität von größer als minus Eins und kleiner als Null. Unter diesen Bedingungen werden die Exportpreise in Währungseinheiten des Destinationsmarktes durch eine Anpassung des „markup“ stabilisiert.

Im Falle isoelastischer Nachfragekonturen (A-4b) findet selbst bei der Ausübung von Marktmacht keine wechselkursinduzierte Preisanpassung statt, da der gewinnmaximale „markup“ unabhängig von Wechselkursschwankungen bzw. unabhängig vom Preisniveau ist. Daraus folgt, dass eine Unterscheidung zwischen perfektem und monopolistischem Wettbewerb bei isoelastischen Nachfragekonturen im Rahmen des PTM-Modells nicht möglich ist.

Sinkt die Nachfrageelastizität infolge einer wechselkursinduzierten Preissteigerung im Destinationsland, dann können Wechselkursschwankungen entsprechend (A-4c) zu einer Destabilisierung der Preise in Währungseinheiten des

Importlandes führen. Die Transmissionselastizität kann folglich auch positiv sein.

Abgesehen von dem zweiten Fall bei isoelastischer Nachfrage erlaubt der PTM-Ansatz, beim Vorliegen von signifikanten Wechselkurs-transmissionselastizitäten auf die Präsenz von Marktmacht zu schließen. Das Ausmaß von Marktmacht kann allerdings im Rahmen des PTM-Modells nicht ermittelt werden.

Der RDE-Ansatz basiert konzeptionell auf einer größeren Klasse von Monopol- und Oligopolmodellen (z.B. COURNOT oder STACKELBERG) und zielt auf die Ermittlung der Residualnachfrageelastizität eines Exporteurs, der auf dem betrachteten Markt in Konkurrenz zu anderen Exporteuren steht. Steht der Exporteur einer fallenden residualen Nachfrage gegenüber, die sich aus der Importnachfrage auf dem Destinationsmarkt und dem Angebotsverhalten der konkurrierenden Exporteure ergibt, dann realisiert dieser einen „markup“. Die absolute Höhe der Residualnachfrageelastizität kann als Grad der Marktmacht interpretiert werden und deren Inverse ist äquivalent zum Lerner-Index $[(P-MC)/P]$.

Zur Illustration wird im folgenden die inverse Residualnachfrageelastizität des betrachteten Exporteurs (indiziert mit „1“) abgeleitet, wobei angenommen wird, dass dieser auf dem Destinationsmarkt nur einen Konkurrenten hat (indiziert mit „2“). Die inversen residualen Nachfragen ($P^k(\cdot)$), denen die Exporteure ($k \vee j = 1 \vee 2$) gegenüberstehen, ausgedrückt in Währungseinheiten des Destinationslandes, sind jeweils eine Funktion der eigenen angebotenen Menge (Q^k), des Angebotes des Konkurrenten (Q^j) und anderer die Nachfrage bestimmender Faktoren (Z), wie etwa das Einkommen.

$$(B-1) \quad P^1 = P^1(Q^1, Q^2, Z)$$

$$(B-2) \quad P^2 = P^2(Q^2, Q^1, Z)$$

Das Maximierungskalkül der beiden Exporteure lässt sich nun wie folgt formalisieren³⁾

$$\max_{Q^k} \Pi^k = Q^k P^k(\cdot) - e^k C^k(Q^k, W^k), \text{ wobei}$$

$$P^k + Q^k \underbrace{\left(\frac{\partial P^k}{\partial Q^k} + \frac{\partial P^k}{\partial Q^j} \frac{\partial Q^j}{\partial Q^k} \right)}_{\theta^k} - e^k MC^k = 0$$

die Bedingungen erster Ordnung sind. Dabei bezeichnen e^k den Wechselkurs zwischen den Währungen des k-ten Exportlandes und der jeweiligen Destination. $C^k(\cdot)$ sind die individuellen Kostenfunktionen der Exporteure, die durch die angebotene Menge des betrachteten Exporteurs (Q^k) und andere Faktoren (W^k), wie etwa Inputpreise im jeweiligen Exportland, bestimmt werden. Für die Marktlösung (Preisgleichgewicht) ist der „conduct“-Parameter (θ^k) entscheidend. Ist $\theta^k = 0$ dann ist der entsprechende Exporteur ein Mengenanpasser. Gilt für die „conduct“-Parameter aller Konkurrenten $\theta^k = \partial P^k / \partial Q^k$, dann liegt ein Cournot Oligopol vor, d.h. die Angebotsmenge des jeweiligen Konkurrenten gilt als gegeben. Gilt z.B.

$$\theta^1 = \left(\frac{\partial P^1}{\partial Q^1} + \frac{\partial P^1}{\partial Q^2} \frac{\partial Q^2}{\partial Q^1} \right)$$

³⁾ k und j stehen entweder für den Exporteur 1 oder den Exporteur 2.

und

$$\theta^2 = \frac{\partial P^2}{\partial Q^2}$$

dann ist Exporteur 1 ein Mengenführer nach STACKELBERG.

Aus den stationären Lösungen der Maximierungskalküle ergeben sich direkt die Angebotsrelationen der Exporteure:

$$(B-3) \quad e^1 MC^1(Q^1, W^1) = MR^1(Q^1, Q^2, Z)$$

$$(B-4) \quad e^2 MC^2(Q^2, W^2) = MR^2(Q^2, Q^1, Z)$$

Um das Ausmaß der Marktmacht eines der Exporteure in den betrachteten Destinationen zu ermitteln, schlagen BAKER und BRESNAHAN (1988) sowie GOLDBERG und KNETTER (1999) die Schätzung einer reduzierten Form des Gleichungssystems (B-1) bis (B-4) vor, und zwar die Ermittlung der residualen Nachfragefunktion des betrachteten Exporteurs, etwa von Exporteur 1. Die Lösung von (B-2) und (B-4) nach Q^2 liefert zunächst die angebotene Menge des Konkurrenten $Q^2 = Q^2(Q^1, Z, e^2 W^2)$. Durch Einsetzen von $Q^2(\cdot)$ in (B-1) erhält man die inverse residuale Nachfragefunktion, auf die der betrachtete Exporteur trifft.

$$(B-5) \quad P^1 = P^1(Q^1, Q^2(Q^1, Z, e^2 W^2), Z) \Rightarrow P^1(Q^1, e^2 W^2, Z)$$

Gleichung (B-5) bildet die Basis der empirischen Spezifikation und beinhaltet drei generell beobachtbare Argumente: die Exportmenge des betrachteten Exporteurs (Q^1), strukturelle Nachfragevariablen (Z) und Kosten der Konkurrenten ($e^2 W^2$), deren Veränderung gemäß GOLDBERG und KNETTER (1999) im wesentlichen durch den Wechselkurs (e^2) zwischen den Währungen des Konkurrenten und der Destination bestimmt werden.

Durch die Ableitung der logarithmierten Form von (B-5) nach Q^1 erhält man unmittelbar die Elastizität der inversen Nachfrage des betrachteten Exporteurs 1:

$$\tilde{\eta}^1 = \frac{\partial \ln P^1}{\partial \ln Q^1} = \frac{\partial \ln P^1}{\partial \ln Q^1} \Big|_{Q^2 = \text{konst.}} + \frac{\partial \ln P^1}{\partial \ln Q^2} \frac{\partial \ln Q^2}{\partial \ln Q^1}$$

Offensichtlich ergibt sich die inverse Residualnachfrageelastizität aus zwei Effekten: der direkten Preisänderung bei Konstanz der angebotenen Menge des Konkurrenten sowie der indirekten Preisänderung, bedingt durch die resultierende Mengenreaktion des Konkurrenten („conjectural variation“).

Um eine Korrelation der Exportmenge mit dem Störterm zu vermeiden, wird die angebotene Menge des betrachteten Exporteurs instrumentiert (vgl. GOLDBERG und KNETTER, 1999), so dass die residuale Nachfragefunktion sich wie folgt darstellt:

$$(B-6) \quad P^1 = P^1(\hat{Q}^1, e^2, Z)$$

Wird (B-6) in log-linearer Form geschätzt, dann repräsentiert der Koeffizient des instrumentierten Exportvolumens (\hat{Q}^1) gerade die inverse Residualnachfrageelastizität.

Der Wechselkurs (e^2) zwischen den Währungen des Konkurrenten (Exporteur 2) und der betrachteten Destination berücksichtigt mögliche wechselkursbedingte Kostenänderungen des konkurrierenden Exporteurs, die dessen Angebot und folglich den relevanten Marktpreis in Währungseinheiten des Destinationsmarktes bestimmen können.

Die inverse Residualnachfrageelastizität ist ein Maß für den Grad der Marktmacht. Je höher der absolute Wert der inversen Residualnachfrageelastizität, umso größer ist das Ausmaß von Marktmacht, wobei Werte von größer als Eins nicht vereinbar mit monopolistischen Maximierungsverhalten sind. Eine inverse Nachfrageelastizität von Null deutet auf vollkommenen Wettbewerb hin.

Bevor auf die empirische Spezifikation der Modelle eingegangen wird, werden im folgenden einige Bedingungen diskutiert, unter welchen die Aussagekraft der Ergebnisse der beiden Modellansätze einzuschränken ist. Zunächst wird gezeigt, dass auch ein Umfeld perfekter internationaler Wettbewerbsmärkte signifikant von Null verschiedene Wechselkurstransmissionselastizitäten (PTM) oder inverse Nachfrageelastizitäten (RDE) bedingen kann und damit auf die Präsenz von Marktmacht hindeuten würde (Fall 1). Weiterhin werden Bedingungen aufgeführt, die zu Wechselkurstransmissionselastizitäten oder inversen Nachfrageelastizitäten von Null im Umfeld unvollkommener Märkte führen können, was eigentlich im Rahmen der vorgestellten Modelle auf vollkommene Konkurrenz hindeuten würde (Fall 2).

Fall 1: Wenn Preisanpassungen mit Kosten verbunden sind („menu costs“⁴), dann treten Preisreaktionen auf dem Destinationsmarkt erst dann auf, wenn es sich um bedeutende Wechselkursänderungen handelt oder wenn nach einer Reihe von gleichgerichteten kleineren Wechselkursänderungen eine bestimmte Schwelle überschritten ist. Auf kleinere Wechselkursverschiebungen wird kurzfristig nicht reagiert, d.h. kleinere Aufwertungen (Abwertungen) führen zu Steigerungen (Senkungen) der Exportpreise in der Währung des Exporteurs. Da hingegen größere Änderungen keine Auswirkungen auf die Preise in der Währung des Exporteurs haben, ergibt sich im Mittel ein Reaktionskoeffizient, der zwischen Null und minus Eins liegt, was nach obiger Modellinterpretation auf Marktmacht hindeutet.

Ähnliche Effekte können sich einstellen, wenn Unternehmen nicht nur Spotmarktgeschäfte tätigen, sondern längerfristige Kontrakte in Währungseinheiten der Destination abschließen. Längerfristige vertragliche Bindungen können auch bei vollkommenen Wettbewerbsmärkten zu einer Transmission von Wechselkursänderungen auf die Preise in Währungseinheiten des Exportlandes führen. Entsprechend würden die Schätzergebnisse gemäß dem PTM-Modell für vollständige Konkurrenz die Präsenz von Marktmacht anzeigen⁵.

Produktpreisanpassungen in Währungseinheiten des Exportlandes können auch eine Folge von wechselkursbedingten Kostenänderungen sein. Dies gilt für Unternehmen oder Sektoren, die einen signifikanten Anteil ihrer Produktionsfaktoren importieren. Sind die Exportdestinationen der Produkte und die Herkunftsländer der Produktionsfaktoren identisch oder besteht zumindest eine positive Korrelation zwischen den Wechselkursänderungen gegenüber diesen Regionen, dann können die Schätzergebnisse für den PTM-Ansatz ebenfalls Marktmacht auf dem Produktmarkt

4) Für einen Überblick zur „menu cost“ Literatur vgl. CASSINO (1995).

5) Erste Befragungen von deutschen Bierexporteuren zeigten, dass in erheblichem Umfang Kontraktgeschäfte gemacht werden. Allerdings ließ sich nicht klären, wie diese im einzelnen ausgestaltet sind und zudem blieb unklar, wie die statistische Erfassung dieser Daten erfolgt.

anzeigen, auch wenn es sich um vollkommene Wettbewerbsmärkte handelt. In diesem Fall führt z.B. eine Aufwertung der Währung des Exporteurs gegenüber der Währung des Vorleistungslieferanten zu einer Verringerung des Produktpreises in Währungseinheiten des Exportlandes.

Außerdem können sich auch für vollkommene Wettbewerbsmärkte signifikant von Null verschiedene inverse Residualnachfrageelastizitäten (RDE) ergeben, wenn z.B. das betrachtete Exportland einen signifikanten Marktanteil auf dem Destinationsmarkt hält oder das Produkt aufgrund spezifischer Eigenschaften ein akquisitorisches Potential besitzt. In diesen Fällen wird die residuale Nachfrage durch Wechselkursänderungen identifiziert, was aber nicht bedeutet, dass die Marktakteure auf der Angebotsseite diese potentielle Marktmacht, die sie als Gruppe besitzen, auch tatsächlich umsetzen.

Fall 2: Abweichend von der bisher dargestellten Interpretation der Modellansätze, können auch bei monopolistischen Marktstrukturen Wechselkurstransmissionselastizitäten (PTM) und inverse residuale Nachfrageelastizitäten (RDE), die nicht signifikant von Null verschieden sind, auftreten. Das kann – abgesehen von isoelastischen Nachfragekonturen – auch dann der Fall sein, wenn sich Unternehmen gegen das wechselkursbedingte Preisrisiko absichern und damit nicht mehr auf kurzfristige Wechselkursänderungen mit einer sofortigen Preisanpassung reagieren, wie es in den beiden Modellansätzen unterstellt wird. Folglich kann unter diesen Bedingungen der Fall eintreten, dass Marktmacht vorliegt, welche aber nicht durch die Modelle angezeigt wird.

3 Daten und Marktstrukturen

Die Datengrundlage der empirischen Analyse bilden monatliche Mengen und Einheitswerte (fob-Basis) deutscher Exporte von Bier, Konfekt, Kakaopulver und Fruchtkummi nach USA (US), Kanada (CA) Frankreich (FR), Belgien/Luxemburg (BL), Italien (IT) und Großbritannien (UK) im Zeitraum von April 1991 bis Mai 1998. Die Daten stammen aus der Außenhandelsstatistik, die vom Statistischen Amt der Europäischen Gemeinschaft herausgegeben wird. Die Produkte stellen Aggregate auf dem 8-digit Niveau dar, für die folgende Definitionen gelten (SAEG, 2000):

Bier: Bier in Containern mit weniger als 10 Litern Inhalt

Konfekt: Kakaohaltiges Konfekt

Kakaopulver: Ungesüßtes Kakaopulver

Fruchtkummi: Fruchtkummi- und Geleekonfekt

Die folgenden Tabellen 1 bis 3 geben einen Überblick über die Marktstruktur für die betrachteten Produkte und Destinationen. In Tabelle 1 sind die kumulativen Importanteile der sechs größten Bier-, Konfekt-, Kakaopulver- und Fruchtkummiimporteure dokumentiert. Beispielweise beträgt der Anteil der sechs größten Kakaopulverexporteure nach den USA im Jahr 1998 etwa 97 % der Gesamtimporte. Bei den anderen Produkten liegt dieser Anteil zwischen 37 % und 99 %.

Tabelle 1: **Anteile der sechs größten Exporteure an den gesamten Importen (Importwert in %)**

Produkt	Destination					
	US	CA	FR	UK	IT	BL
Bier	41,3	87,8	92,2	36,8	43,6	91,4
Kakao	96,6	56,6	99,8	97,8	99,2	65,5
Konfekt	47,3	44,4	56,1	47,8	72,9	68,4
Fruchtkummi	68,4	85,0	85,8	82,5	78,3	89,3

Anmerkung: Fett gedruckte Zahlen zeigen die Destinationsmärkte an, die nachfolgend untersucht werden. Die Daten beinhalten den Intra-EU-Handel. BL: Belgien/Luxemburg, IT: Italien, UK: Vereinigtes Königreich, CA: Kanada, US: Vereinigte Staaten von Amerika, FR: Frankreich.

Quelle: Eigene Berechnung mit Daten v. ITC/UNSD, Trade Analysis System, 1998.

Deutschland ist auf allen Importmärkten in der Gruppe der sechs größten Exporteure zu finden (Tabelle 2). Bei einigen Produkten und Destinationen nehmen diese sogar einen der ersten beiden Ränge ein.

Tabelle 2: **Position deutscher Exporteure (Rang nach Größe)**

Produkt	Destination					
	US	CA	FR	UK	IT	BL
Bier	4	5	2	2	1	3
Kakao	4	5	2	2	2	2
Konfekt	3	4	1	5	1	2
Fruchtkummi	2	2	2	2	1	2

Anmerkung: Vgl. Anmerkungen zu Tabelle 1.

Quelle: Eigene Berechnung mit Daten vom ITC/UNSD, Trade Analysis System, 1998.

Die Anteile deutscher Exporteure auf den entsprechenden Märkten Tabelle 3 sind zu entnehmen. Zum Beispiel bestreiten deutsche Exporteure ca. 50 % der französischen und italienischen Konfektimporte.

Ferner nehmen die Exporte in die betrachteten (sechs) Destinationen einen wesentlichen Anteil der gesamten deutschen Exporte von Bier, Konfekt, Kakaopulver und Fruchtkummi ein. So beläuft sich der Exportanteil bei Bier auf 62 %, bei Kakaopulver auf 43 % und bei Konfekt und Fruchtkummi auf ca. 44 %.

Tabelle 3: **Anteile deutscher Exporteure an den gesamten Importen (Importwert in %)**

Produkt	Destination					
	US	CA	FR	UK	IT	BL
Bier	10,6	8,8	19,3	28,2	38,9	16,6
Kakao	3,4	6,0	23,9	17,3	21,7	14,1
Konfekt	4,8	4,5	43,6	7,1	54,6	31,7
Fruchtkummi	14,0	6,6	15,1	18,1	19,3	18,5

Anmerkung: Vgl. Anmerkungen zu Tabelle 1.

Quelle: Eigene Berechnung mit Daten v. ITC/UNSD, Trade Analysis System, 1998.

Tabelle 4 ist zu entnehmen, dass die Preise (Einheitswerte) deutscher Exporte über die betrachteten Exportmärkte und Perioden deutlich variieren. Dies widerspricht dem „law of one price“ und ist folglich ein starkes Indiz für die Ausübung von Preisdiskriminierung durch deutsche Exporteure. So sind die Einheitswerte für Bierexporte nach Frankreich 70 % niedriger als nach Großbritannien. Weiterhin dokumentiert Tabelle 4 signifikante Wechselkursschwankungen zwischen der DM und den Währungen der betrachteten Länder, mit Ausnahme von Frankreich und Belgien/Luxemburg. Damit ist eine notwendige Bedingung für die Schätzung der Modelle in den meisten Fällen erfüllt.

Tabelle 4: **Durchschnittliche Einheitswerte deutscher Exporte und Wechselkurse gegenüber den Destinationen von April 1991 bis Juni 1998** (fob-Basis in DM/kg bzw. Wechselkurse in DM/US-\$ etc.)

Produkt	Destination					
	US	CA	FR	UK	IT	BL
Bier	1,7 (6)	1,5 (12)	1,1 (20)	1,9 (4)	n.v.	n.v.
Kakao	1,9 (34)	n.v.	2,9 (30)	n.v.	2,0 (25)	3,0 (48)
Konfekt	4,5 (30)	n.v.	6,7 (11)	6,1 (19)	n.v.	n.v.
Frucht-G.	3,6 (11)	n.v.	4,3 (10)	4,2 (10)	n.v.	n.v.
W-Kurs	0,6 (8)	0,8 (11)	3,4 (1)	0,4 (10)	955 (13)	21 (1)

Anmerkung: In Klammern sind die Variationskoeffizienten für die entsprechenden Variablen dokumentiert; n.v.: nicht verfügbar; W-Kurs: Wechselkurs. Vgl. Anmerkungen Tabelle 1

Quelle: Eigene Berechnung mit Daten vom ITC/UNSD, Trade Analysis System, 1998. Oanda, 2000. Deutsche Bundesbank, versch. Jgg.

4 Modellspezifikationen und Schätzergebnisse

Die empirische Spezifikation des PTM-Modells orientiert sich an dem Schätzmodell von KNETTER (1993), wobei die Einzelgleichungen mit OLS, SUR oder in Form eines „fixed“ oder „random effect“ Panelmodells geschätzt werden können. Die Panelschätzung findet überwiegend bei jährlicher Datenfrequenz Anwendung, um durch geeignete Gruppenbildung die Zahl der Freiheitsgrade zu erhöhen (vgl. FALK und FALK, 1999). Hier wird das folgende System (A-5) mit einer SUR-Prozedur geschätzt, wodurch mögliche Korrelationen zwischen den Residuen in den einzelnen Gleichungen berücksichtigt werden.

$$(A-5) \ln P_{i,t} = \alpha_i + \beta_i T_{i,t} + \gamma_i \ln(e_{i,t}/PPI_{i,t}) + \delta_i \ln(GDP_{i,t}/CPI_{i,t}) + \mu_{i,t}$$

In diesem Modell ist die endogene Variable ($P_{i,t}$) der Produktpreis (Einheitswert) in Währungseinheiten des Exportlandes (DM). Exogene Variablen sind der Zeittrend (T), der deflationierte (reale) Wechselkurs zwischen den Währungen der jeweiligen Destination und des Exportlandes, z.B. US-\$/DM ($e_{i,t}/PPI_{i,t}$), sowie das reale Bruttoinlandsprodukt des Importlandes ($GDP_{i,t}/CPI_{i,t}$). Die Trendvariable soll kontinuierliche Veränderungen in den Produktionskosten oder den Konsumentenpräferenzen herausfiltern. Der Wechselkurs wird durch den Produzentenpreisindex des Importlandes deflationiert, um inflationsbedingte Anpassungen von den Reaktionen des monopolistischen Exporteurs auf Wechselkursänderungen zu separieren. Durch die Einbeziehung des realen Bruttoinlandsprodukts werden mögliche Einkommensschwankungen in den Importländern berücksichtigt. $\alpha_i, \beta_i, \gamma_i, \delta_i$ sind die zu schätzenden Parameter, wobei γ_i die Wechselkurstransmissionselastizität repräsentiert. u_i sind Störterme, die als unabhängig und identisch normalverteilt angenommen werden.

Das Schätzmodell für den RDE-Ansatz entspricht der Spezifikation in GOLDBERG und KNETTER (1999) (B7).

$$(B-7) \ln P_{i,t}^k = \alpha_i + \beta_i T_{i,t} + \tilde{\eta}_i \ln \hat{Q}_{i,t}^k + \sum \lambda_{i,t}^j \ln e_{i,t}^j + \delta_i \ln(GDP_{i,t} / CPI_{i,t}) + u_{i,t}$$

In diesem Modell ist die endogene Variable der Produktpreis (Einheitswert) der deutschen Exporte in der jeweiligen Destination ($P_{i,t}^k$), ausgedrückt in Währungseinheiten des

Destinationslandes. $e_{i,t}^j$ bezeichnet die Wechselkurse zwischen den Währungen der Destinationländer und den Konkurrenten Deutschlands auf den betrachteten internationalen Märkten. $\hat{Q}_{i,t}^k$ ist die instrumentierte Exportmenge⁶⁾ der deutschen Exporteure in der betrachteten Destination. Alle anderen Variablen wurden bereits oben definiert. Weiterhin bezeichnen $\alpha_i, \beta_i, \tilde{\eta}_i, \gamma_i, \lambda_i, \delta_i$ die zu schätzenden Parameter, wobei $\tilde{\eta}_i$ die inverse Elastizität der residualen Nachfrage bezeichnet.

In Abbildung 1 wird exemplarisch für die deutschen Bierexporte in die Vereinigten Staaten die Beziehung der beiden entscheidenden Modellvariablen des PTM-Ansatzes im Betrachtungszeitraum dargestellt.

Die Daten zeigen, dass die deutschen Bierexporteure in Phasen der Aufwertung (Abwertung) der DM gegenüber dem US-\$ die Preise in DM gesenkt (erhöht) haben. Folglich zeigt sich eine signifikante Wechselkurstransmission, welche bei Werten größer als minus Eins für die Transmissionselastizität auf die Ausübung von Marktmacht hindeutet.

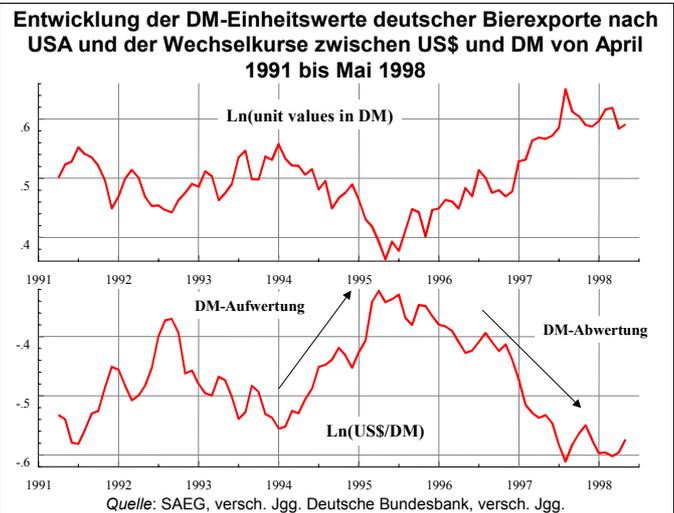


Abbildung 1

Um die Zeitreiheigenschaften der Modellvariablen in der Modellspezifikation des PTM-Ansatzes zu berücksichtigen, wird zunächst die Stationaritätsannahme (Trend-Stationarität) für alle Variablen der Spezifikation (A-5) geprüft. Es werden die Prozeduren von DICKEY und FULLER (1981) (ADF-Test), von PHILLIPS und PERRON (1988) sowie von KWIATKOWSKI et al. (KPPS, 1992) angewendet, die allesamt vergleichbare Resultate liefern. Die Lag-Struktur der Prozesse wird mit einem F-Test oder mit Hilfe des AIC-Kriteriums (PANTULA et al., 1994) bestimmt. In Tabelle 5 sind die Ergebnisse des ADF-Tests zusammengefasst.

Für sämtliche Zeitreihen der Wechselkurse und Bruttoinlandsprodukte kann die Null-Hypothese der Stationarität (KPPS-Test) bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % abgelehnt bzw. die Null-Hypothese der Nicht-Stationarität (ADF- und Phillips-Test) nicht abgelehnt werden. Diese Zeitreihen wiesen demnach signifikante Niveauveränderungen im Beobachtungszeitraum auf. Für die meisten Preis-

6) Als Instrumente dienen dabei alle exogenen Variablen in Gleichung (B-7) sowie der Wechselkurs zwischen Export- und Importland.

reihen gilt gleiches, allerdings ist in einigen Fällen von Stationarität der datengenerierenden Prozesse auszugehen. In diesen Fällen existiert demnach keine lineare langfristige Beziehung zwischen Wechselkursen und Preisen (Einheitswerte) und ein „pricing-to-market“ Verhalten ist auszuschließen⁷⁾. In den Fällen, in denen alle Variablen integriert vom Grade Eins sind, wird die PTM-Spezifikation (A-5) als Fehlerkorrekturmodell (FKM) geschätzt (A-6). Das FKM gewährleistet die notwendigen statistischen Eigenschaften zur Überprüfung der kurzfristigen Dynamik der Zeitreihen sowie des Fehlerkorrekturmechanismus bzw. der Kointegration (ENGLE und GRANGER, 1987). Die Ordnung der dynamischen Lag-Struktur des FKM wird aus dem Verhalten des Störterms abgeleitet. Die Lag-Ordnung (q) wird symmetrisch solange erhöht, bis für die Residuen keine Autokorrelation mehr vorliegt.

(A-6)

$$\Delta \ln P_{i,t} = \alpha_i^* + \beta_i T_{i,t} + \phi \left(\ln P_{i,t-1} - \gamma_i \ln \left(e_{i,t-1} / PPI_{i,t-1} \right) + \delta_i \ln \left(GDP_{i,t-1} / CPI_{i,t-1} \right) \right) + \sum_{q=1} \omega_q \Delta \ln P_{i,t-q} + \sum_{q=0} v_q \Delta \ln \left(e_{i,t-q} / PPI_{i,t-q} \right) + \sum_{q=0} \kappa_q \Delta \ln \left(GDP_{i,t-q} / CPI_{i,t-q} \right) + u_{i,t}^*$$

Gleichung (A-6) wurde für alle Märkte geschätzt. Kointegration kann direkt durch einen t-Test des Parameters ϕ überprüft werden (vgl. HANSEN, 1993; oder KREMERS, ERICSSON, DOLADO, 1992). Ist ϕ ungleich Null, kann die Null-Hypothese der Kointegration nicht abgelehnt werden, wenn alle Modellvariablen I(1)-Prozesse sind. Dies gilt für alle in Tabelle 6 präsentierten Schätzergebnisse des Fehlerkorrekturmodells, die nicht in eckigen Klammern aufgeführt sind. In Tabelle 6 sind die langfristigen Wechselkurs-transmissionselastizitäten der betrachteten Märkte dokumentiert. Diese ergeben sich aus den in (A-6) geschätzten Parametern für die Wechselkursvariable dividiert durch den absoluten Wert von ϕ .

Tabelle 5: Ergebnisse für den ADF-Test auf Trend-Stationarität (für den Zeitraum von April 1991 bis Mai 1998)

Produkt	Destination deutscher Exporte					
	US	CA	FR	UK	IT	BL
Bier	P/e/g	p/e/g	p/e/g	●/e/g	n.v.	n.v.
Kakao	●/e/g	n.v.	●/e/g	n.v.	p/e/g	●/e/g
Konfekt	●/e/g	n.v.	p/e/g	●/e/g	n.v.	n.v.
Fruchtgummi	●/e/g	n.v.	p/e/g	p/e/g	n.v.	n.v.

Anmerkung: p: ln (logarithmierte) Einheitswerte in DM, e: ln des deflationierten Wechselkurses, g: ln des realen Bruttoinlandsproduktes, Fett gedruckte Punkte signalisieren, dass die Nullhypothese der Nicht-Trendstationarität bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit abzulehnen ist. n.v.: nicht verfügbar. Vgl. Anmerkungen Tabelle 1.

Quelle: Eigene Berechnungen mit den Daten von SAEG, 1999. Federal Reserve Bank of St. Louis, 2000. IMF, 1999. DOORNIK und HENDRY, PcGive 9.0, 1997.

Auf vier Märkten, dem US amerikanischen und kanadischen Biermarkt, dem Fruchtgummimarkt in Großbritannien sowie dem Markt für Kakaopulver in Italien, ergaben die Modelle signifikante Wechselkurs-transmissionselastizitäten mit Werten um -0,7, welche auf monopolistisches

Preissetzungsverhalten schließen lassen. Daraus folgt, dass die Hypothese der Existenz von Marktmacht für deutsche Exporteure auf diesen Märkten nicht abgelehnt werden kann.

Die Ergebnisse für die Fehlerkorrekturmodelle (Tabelle 6) bestätigen dabei die Resultate der Stationaritätstest (Tabelle 5). Wenn die Stationaritätstests eine signifikante lineare Langfristbeziehung ausschließen (Tabelle 5), dann resultieren auch in den FKM-Schätzungen keine signifikanten Transmissionselastizitäten und Kointegration zwischen den Zeitreihen ist abzulehnen (Tabelle 6). Auf denjenigen Märkten, die eine lineare Langfristbeziehung aufweisen, ist eine Lag-Ordnung von zwei in der Regel hinreichend, um unkorrelierte Störterme zu erzeugen. Abweichungen von den langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen werden innerhalb weniger Monate korrigiert.

Tabelle 6: Ergebnisse für die Wechselkurs-transmissionselastizitäten

Produkt	Destination deutscher Exporte					
	US	CA	FR	UK	IT	BL
Bier	-0,65**	-0,71**	-2,85**	[-0,04]	n.v.	n.v.
Kakao	[0,25]	n.v.	[2,95]	n.v.	-0,78**	[-0,53]
Konfekt	[0,11]	n.v.	-0,94	[-0,29]	n.v.	n.v.
Fruchtgummi	[0,07]	n.v.	[4,20]	-0,63**	n.v.	n.v.

Anmerkung: SUR Schätzung der FKM-Spezifikation, ** (*) signifikant bei 1 (5) % Irrtumswahrscheinlichkeit. In allen Fällen konnten keine Autokorrelation und bedingte Homoskedastizität nicht abgelehnt werden. In einigen Fällen war allerdings die Normalverteilungsannahme der Residuen nicht haltbar. n.v.: nicht verfügbar. Vgl. Anmerkungen Tabelle 1.

Quelle: Eigene Berechnungen mit den Daten von SAEG, 1999. Federal Reserve Bank of St. Louis, 2000. IMF, 1999. DOORNIK und HENDRY, PcGive 9.0, 1997.

Tabelle 7: Die größten Konkurrenten deutscher Exporteure auf den Importmärkten

Produkt	Destination					
	US	CA	FR	UK	IT	BL
Bier	NL/CA	US/NL	BL/UK	IR/NL	n.v.	n.v.
Kakao	NL/FR	n.v.	NL/IT	n.v.	NL/FR	NL/FR
Konfekt	CA/FR	n.v.	BL/NL	IR/NL	n.v.	n.v.
Fruchtgummi	CA/Uk	n.v.	BL/NL	NL/BL	n.v.	n.v.

Anmerkung: Fett gedruckte Zahlen zeigen die Destinationsmärkte an, die nachfolgend untersucht werden. Die Daten beinhalten den Intra-EU-Handel. BL: Belgien/Luxemburg, IT: Italien, UK: Vereinigtes Königreich, CA: Kanada, US: Vereinigte Staaten von Amerika, FR: Frankreich, NL: Niederlande, IR: Irland. n.v.: nicht verfügbar.

Quelle: Eigene Berechnung mit Daten vom ITC/UNSD, Trade Analysis System, 1998.

Entsprechend der Vorgehensweise beim PTM-Ansatz, werden auch beim RDE-Ansatz zunächst die Zeitreiheigenschaften aller Modellvariablen überprüft. Im Vergleich zum PTM-Modell beinhaltet die RDE-Spezifikation zwei weitere Variablen, die jeweiligen Exportmengen Deutschlands in die betrachteten Destinationen sowie die Wechselkurse zwischen den Währungen der wichtigsten Konkurrenten und den Währungen der Destinationen. Außerdem werden die Exportpreise in Währungseinheiten des entsprechenden Importlandes ausgedrückt. In Tabelle 7 sind jeweils die beiden Hauptkonkurrenten deutscher Exporteure auf den Märkten aufgeführt. Beispielsweise sind die Niederlande, Kanada, die Vereinigten Staaten, Belgien und Irland die Hauptkonkurrenten der deutschen Exporteure auf den verschiedenen Bierimportmärkten.

7) Für die ersten Differenzen konnte die Hypothese der Stationarität durchweg nicht abgelehnt werden bzw. die Null-Hypothese der Nicht-Stationarität konnte abgelehnt werden.

Für alle Modellvariablen wurden die oben angeführten Stationaritätstests durchgeführt. Während für die meisten Preisreihen und für alle Exportmengen die Null-Hypothese auf Nicht-Stationarität abzulehnen ist, verhalten sich die Wechselkurse, wie oben gezeigt, nicht-stationär. Daraus folgt, dass Änderungen in den Exportmengen nicht durch Wechselkursänderungen verursacht werden konnten. Die erste Stufe der RDE-Spezifikation, die Schätzung der instrumentierten Exportmenge ($\hat{Q}_{i,t}$), zeigt zudem auf allen hier betrachteten Märkten keine signifikante Langfristbeziehung zwischen der endogenen Exportmenge und dem exogenen Wechselkurs. Dieses Resultat wird unterstützt durch die Schätzergebnisse der zweiten Stufe (Tabelle 8). Auch wenn sich hier in einigen Fällen signifikante inverse Residualnachfrageelastizitäten ergeben, kann nicht auf die Existenz von Marktmacht geschlossen werden. Die geschätzten Koeffizienten sind entweder positiv und damit theoretisch nicht konsistent oder Exportmengen und Wechselkurse sind nicht korreliert, wie beispielweise im Fall deutscher Bierexporte nach Frankreich (vgl. Abbildung 2).

Tabelle 8: Ergebnisse für die inversen residualen Nachfrageelastizitäten

Produkt	Destination deutscher Exporte					
	US	CA	FR	UK	IT	BL
Bier	0,19*	0,28	-0,71**	0,58**	n.v.	n.v.
Kakao	15,10*	n.v.	0,02	n.v.	-1,30*	1,41
Konfekt	-0,08	n.v.	-0,32	2,80*	n.v.	n.v.
Fruchtgummi	0,29**	n.v.	0,52	-0,26	n.v.	n.v.

Anmerkungen: IV-OLS-Schätzung, n.v.: nicht verfügbar. Vgl. Anmerkungen Tabelle 1.
Quelle: Eigene Berechnungen mit den Daten von SAEG, 1999. Federal Reserve Bank of St. Louis, 2000. IMF, 1999. DOORNIK und HENDRY, PcGive 9.0, 1997.

Wie die Daten in Abbildung 2 verdeutlichen, schwanken die Wechselkurse zwischen der DM und dem französischen Franc in geringem Maße ohne eine eindeutige Tendenz, während die Exportmengen über den Beobachtungszeitraum eindeutig ansteigen. Bei monopolistischen Exportmärkten sollte aber eine Zunahme (Abnahme) der international gehandelten Menge mit einer Abwertung (Aufwertung) der DM gegenüber der Destinationswährung einhergehen. Folglich kann die Ausübung von Marktmacht auf dem französischen Biermarkt durch deutsche Exporteure nicht nachgewiesen werden. Dies korrespondiert zudem mit den Schätzergebnissen des PTM-Ansatzes (Tabelle 6).

Die Tatsache, dass im Rahmen des RDE-Ansatzes auf keinem der betrachteten Destinationenmärkte die Ausübung von Marktmacht durch deutsche Exporteure nachgewiesen werden konnte scheint zunächst erstaunlich. Erstens, GOLDBERG und KNETTER (1999) konnten auf Basis einer sehr ähnlichen Datengrundlage (deutsche Bierexporte nach US, CA, FR und UK) signifikante inverse Residualnachfrageelastizitäten zwischen kleiner Null und minus Eins ermitteln, welche auf die Ausübung von Marktmacht hindeuten. Zweitens ergaben sich im Rahmen des PTM-Ansatzes für einige Exportmärkte (Tabelle 6) signifikant von Null verschiedene Wechselkurstransmissionelastizitäten, was die Ausübung von Marktmacht nahe legt.

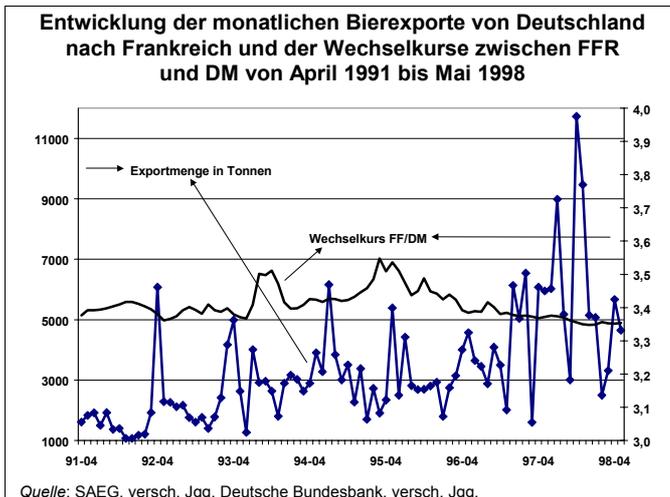


Abbildung 2

Bezüglich der Studie von GOLDBERG und KNETTER (1999) ist festzustellen, dass der Zusammenhang zwischen den exportierten Mengen und den Wechselkursen nicht dokumentiert wurde. Folglich sind die Ergebnisse für die geschätzten inversen Nachfrageelastizitäten nur bedingt interpretierbar. Sollte deren Datenbasis keinen signifikanten Zusammenhang zwischen Exportmenge und Wechselkurs aufweisen, wären die dort vorgenommenen Schlussfolgerungen zu korrigieren. Gleiches gilt für die Aussagekraft einiger Resultate von PTM-Studien, die im Fall einer signifikanten Wechselkurstransmissionelastizität implizit eine entsprechende Anpassung der Exportmengen unterstellen. Wenn diese nicht nachgewiesen werden kann, dann ist die Ursache für den Einfluss der Wechselkurse auf die Exportpreise offensichtlich eine andere als monopolistisches Preissetzungsverhalten oder Marktmacht.

Literaturverzeichnis

BAKER, J.B.; BRESNAHAN, T.F. (1988): Estimating the Residual Demand Curve facing a Single Firm. *International Journal of Industrial Organization*, 6(3): 283-300.

CASSINO, V. (1995): Menu Costs – A Review of the Literature, Discussion Paper Series, Reserve Bank of New Zealand, G95/1.

Deutsche Bundesbank: Devisenkursstatistik, Statistisches Beiheft zum Monatsbericht. Frankfurt am Main, versch. Jgg.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. (1981): Likelihood Ration Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49(4): 1057-72.

DOORNIK, J.A.; HENDRY, D.F. (1997): PcGive Professional 9.0 - An Interactive Econometric Modelling System. Thomson Business Press, London.

ENGLER, R.F.; GRANGER, C.W. (1987): Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2): 251-76.

FALK, M.; FALK, R. (1999): Pricing to Market by German Exporters: Evidence from Panel Data, Center for European Economic Research. Discussion Paper No. 28. Mannheim.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2000). <http://www.stls.frb.org/fred/>.

GAGNON, J.E.; KNETTER, M.M. (1995): Market Adjustment and Exchange Rate Fluctuations: Evidence from Panel Data on Automobile Exports. *Journal of International Money and Finance*, 14(2): 289-310.

GOLDBERG, P.K.; KNETTER, M.M. (1999): Measuring the Intensity of Competition in Export Markets. *Journal of International Economics*, 47: 27-60.

HANSEN, G. (1993): *Quantitative Wirtschaftsforschung*. Verlag Franz Vahlen, München.

Agrarwirtschaft 50 (2001), Heft 2

ITC/UNSD (International Trade Centre and United Nations Statistical Division, 1998): Trade Analysis System for Personal Computers.

International Monetary Fund (IMF): International Financial Statistics, Washington D.C., versch. Jgg.

KNETTER, M.M. (1993): International Comparisons of Pricing-to-Market Behavior, *The American Economic Review*, 83(3): 473-486.

KREMERS, J.J.M.; ERICSSON, N.R.; DOLADO, J.J. (1992): The Power of Cointegration Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: 325-48.

KRUGMAN, P. (1987): Pricing to Market when Exchange Rate changes. In: Arndt, S.W. and J.D. Richardson (Hrsg.), *Real Financial Linkages in Open Economies*. MIT Press, Cambridge: 49-70.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.P.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. (1992): Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54: 159-78.

Oanda (2000): Internet Page on Exchange Rates, <http://www.oanda.com/>

PANTULA, S.G.; GONZALES-FARIAS, G.; FULLER, W.A. (1994): A comparison of unit root test criteria. *Journal of Business and Economic Statistics*, October 1994: 449-459.

PHILLIPS P.C.B.; PERRON, P. (1988): Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75: 335-46.

SAEG (Statistical Office of the European Communities), (Eurostat), Intra- and Extra EU Trade, Monthly Data, Luxemburg, versch. Jgg.

Verfasser: Dr. THOMAS GLAUBEN, Institut für Ernährungswirtschaft und Verbrauchslehre und Dr. JENS-PETER LOY, Institut für Agrarökonomie, Christian-Albrechts-Universität, Olshausenstr. 40, D-24098 Kiel, E-Mail: jploy@agric-econ.uni-kiel.de – Die Autoren bedanken sich bei den beiden anonymen Gutachtern für die hilfreichen Anmerkungen.