

Marktmacht des deutschen Brauereisektors auf Exportmärkten

- Eine empirische Analyse -

Thomas Glauben* und Jens-Peter Loy**

1 Einleitung

Die Existenz von Marktmacht und deren Ausmaß beeinflusst die Profitabilität und die Wettbewerbsfähigkeit von Unternehmen oder Sektoren und hat zudem Implikationen für den Preisbildungsprozeß und die Allokation. Marktmacht kann durch die Anbieterstruktur und die Produkteigenschaften begründet sein. Der Biermarkt zeigt sowohl bezüglich der Marktstruktur als auch hinsichtlich der Produkteigenschaften die notwendigen Voraussetzungen für die Existenz von Marktmacht. Der vorliegende Beitrag zielt auf die Identifikation und Messung von Marktmacht deutscher Bierexporteure auf internationalen Märkten. Die theoretische Grundlage bilden zwei Modellansätze unvollkommener Konkurrenz, der „pricing to market“ (PTM) Ansatz von Krugman (1987) und der „residual demand elasticity“ (RDE) Ansatz von Baker und Bresnahan (1988). Beide Modelle gestatten unter bestimmten Bedingungen ohne die explizite Kenntnis über marginale Produktionskosten die Identifikation von Marktmacht¹. Die Datengrundlage bilden monatliche Exportmengen und -werte von Bier aus Deutschland für vier wichtige Destinationen von 1991 bis 1998. Die Datengrundlage erlaubt eine explizite Analyse und Berücksichtigung der statistischen Eigenschaften der Zeitreihen. Der Beitrag ist wie folgt strukturiert. Zunächst werden die theoretischen Ansätze präsentiert. In Anschluß werden die empirische Spezifikationen der Modelle erläutert und ausgewählte Ergebnisse dargestellt. Abschließend wird ein kurzes Resümee des Beitrages gezogen.

2 Theoretische Ansätze

Bei dem *PTM-Ansatz* wird von einem einfachen Modell monopolistischer Preisdiskriminierung durch einen Exporteur auf vollkommen getrennten internationalen Märkten ausgegangen. Die destinationsspezifischen Preise ergeben sich bei identischen Grenzkosten nur als Funktion der jeweiligen Preiselastizitäten der Nachfrage. Bei fallenden Nachfragekurven realisiert der Exporteur einen „markup“ auf jedem Exportmarkt, dessen Höhe von der Preiselastizität der Nachfrage bestimmt wird. Reale Wechselkursänderungen zu den Destinationen können eine Anpassung des Preisgefüges auf den Exportmärkten erforderlich machen, und zwar in der Weise, daß Wechselkursänderungen unvollständig auf die Preise in der Währung des Exporteurs transmittiert werden. Bei Aufwertungen der DM (z.B. gegenüber dem US\$) um x% reagieren die Exporteure mit Preissenkungen in DM von weniger als x%. Folglich steigt der Preis in Dollar relativ weniger als der Wechselkurs. Eine unvollkommene Transmission von Wechselkursänderungen ist im allgemeine eine notwendige Bedingung für die Existenz von Marktmacht². Das *PTM-Modell* kann wie folgt formalisiert werden, wobei ausschließlich die Transaktionen zwischen einem Exportland und einer Destination betrachtet werden. Den Ausgangspunkt bildet die Nachfragefunktion im Zielland nach dem Exportgut.

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

Dabei ist Q_i die nachgefragte Menge in der Destination, P_i der Preis in Währungseinheiten des Exportlandes, e_i der Wechselkurs (Währungseinheit Destination/Währungseinheit Exporteur), 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“ (u.a. Inputpreise) repräsentiert. D.h. der Exporteur maximiert seinen Gewinn für die

* Institut für Ernährungswirtschaft und Verbrauchslehre, ** Institut für Agrarökonomie, CAU Kiel, 24098 Kiel.

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

² Wenn die Nachfrage auf dem Destinationsmarkt isoelastisch ist, dann ist dies keine notwendige Bedingung für Marktmacht.

betrachtete Destination, wenn der Grenzerlös $MR = Q_i + P_i(\partial Q_i / \partial P_i)$ den Grenzkosten $MC = (\partial C / \partial Q_i)(\partial Q_i / \partial P_i)$ entspricht. Durch Umformen gelangt man zu folgender Bedingung:

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

Im Optimum ergibt sich der Preis (in Währungseinheiten des Exporteurs) aus den marginalen Kosten multipliziert mit einem „markup“, welcher durch die Preiselastizität der Nachfrage η_i bestimmt wird. (A-2) ist die Basisgleichung zur empirischen Überprüfung der Existenz von Marktmacht des Exporteurs in der betrachteten Destination bei Wechselkursschwankungen, wobei diese auch den Fall vollkommener Wettbewerbsmärkte repräsentiert. Dies ist gerade dann der Fall, wenn die Nachfrageelastizität gegen unendlich und damit der „markup“ gegen eins strebt. Durch Ableitung von (A-2) nach dem Wechselkurs e_i erhält man Ausmaß und Vorzeichen einer wechselkursinduzierten Preisänderung in Währungseinheiten des Exportlandes bzw. durch Erweiterung die Wechselkurstransmissionselastizität. Bei Annahme konstanter Grenzkosten ist die relative Preisänderung gleich der sogenannten „markup“-Elastizität:

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

Offensichtlich wird die „markup“-Elastizität im Gleichgewicht von der Höhe der Nachfrageelastizität η_i sowie durch deren relative Änderung $\partial \ln \eta_i / \partial \ln(e_i p_i)$ bestimmt. Bei gegebener relativer Änderung der Nachfrageelastizität ist die „markup“-Elastizität um so höher je unelastischer die Nachfrage reagiert. Bei gegebener Nachfrageelastizität ergibt sich weiterhin, daß die „markup“-Elastizität mit der Reagibilität der Nachfrageelastizität zunimmt.

Der **RDE-Ansatz** basiert konzeptionell auf einer größeren Klasse von Monopol- und Oligopolmodellen (z.B. Cournot oder Stackelberg) und zielt auf die Ermittlung der „residual demand elasticity“ eines Exporteurs, der auf diesem Markt in Konkurrenz zu anderen Exporteuren steht. Steht der betrachtete Exporteur einer fallenden „residual demand“ 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 „residual demand elasticity“ kann als Grad der Marktmacht interpretiert werden und deren Inverse ist im allgemeinen äquivalent zum Lerner-Index $[(P - MC)/P]$. Zur Illustration wird im folgenden die inverse „residual demand elasticity“ des betrachteten Exporteurs (indiziert mit „ex“) abgeleitet, wobei angenommen wird, daß dieser auf dem Destinationsmarkt nur einen Konkurrenten hat (indiziert mit „k“). Die inversen „residual demand“-Funktionen der Exporteure lassen sich wie folgt formulieren:

$$(B-1) \quad P^{ex} = D^{ex}(Q^{ex}, Q^k, Z),$$

$$(B-2) \quad P^k = D^k(Q^k, Q^{ex}, Z).$$

Die Angebotsrelationen der Exporteure ergeben sich aus den stationären Lösungen der jeweiligen Maximierungskalküle:

$$(B-3) \quad e^{ex} MC^{ex}(Q^{ex}, W^{ex}) = MR^{ex}(Q^{ex}, Q^k, Z),$$

$$(B-4) \quad e^k MC^k(Q^k, W^k) = MR^k(Q^k, Q^{ex}, Z).$$

wobei e^{ex} , e^k die jeweiligen Wechselkurse (Währungseinheit der Destination zu Währungseinheit des Exportlandes), MC^{ex} , MC^k die jeweiligen marginalen Kosten und W^{ex} , W^k die jeweiligen „cost shifters“ sind. Die Ausübung von Marktmacht kann durch die simultane Schätzung des Gleichungssystems (B-1) bis (B-4) ermittelt werden (Bresnahan, 1989). Hier wird dem von Baker und Bresnahan (1988) vorgeschlagenen Ansatz der Schätzung eines reduzierten

Gleichungssystem gefolgt. Die Lösung von (B-2) und (B-4) nach P^k und Q^k liefert zunächst die gleichgewichtige Nachfragemenge nach den Konkurrenzprodukten Q^k :

$$(B-5) \quad Q^k = Q^k(Q^{ex}, Z, e^k W^k).$$

Die inverse „residual demand“ des Exporteurs ergibt sich durch Einsetzen von (B-5) in (B-1):

$$(B-6) \quad P^{ex} = P^{ex}(Q^{ex}, Q^k(Q^{ex}, Z, e^k W^k), Z).$$

Gleichung (B-6) bildet die Basis des empirischen Modells und beinhaltet drei generell beobachtbare Argumente: Die Exportmenge des betrachteten Exporteurs Q^{ex} , strukturelle Nachfragevariablen (Z) und „cost shifters“ der Konkurrenten ($e^k W^k$). Die Parameter der „residual demand“ sind damit eine Funktion der Strukturparameter (z.B. Einkommen) sowie des strategischen Verhaltensparameters (conduct) des Konkurrenten.

Für eine große Klasse von Monopol- und Oligopolmarktmodellen gilt, daß die Marktmacht mit abnehmender „residual demand elasticity“ zunimmt. Ist diese Null, dann handelt es sich um vollkommenen Wettbewerb. Die mit (B-6) abgeleitete inverse Residualnachfragekurve enthält die „cost shifters“ der Konkurrenten, um den Einfluß der wechselkursbedingten Veränderung der Wettbewerbsstellung zu berücksichtigen. Goldberg und Knetter (1999) schlagen vor, die Wechselkurse der Konkurrenten gegenüber dem Destinationsmarkt zu verwenden.

3 Empirische Analyse

Daten und Marktbeschreibung

Die Datengrundlage für die Analyse bilden die Einheitswerte („unit values“) für deutsche Bierexporte nach USA, Canada, Frankreich und Vereinigtes Königreich (US, CA, FR und UK). Diese Datengrundlage entspricht im wesentlichen der Datengrundlage, die Goldberg und Knetter (1999) verwendet haben. Während Goldberg und Knetter (1999) die Schätzungen mit jährlichen Daten von 1975 bis 1993 durchführten, werden hier monatliche Daten von April 1991 bis Mai 1998 benutzt. Dies hat den Vorteil, daß die Zeitreiheneigenschaften der Prozesse explizit modelliert und analysiert werden können. Auf die vier Exportdestinationen entfallen im Untersuchungszeitraum rund 44% der gesamten deutschen Bierexporte. Bei den Exporten handelt es sich überwiegend um Bier aus Gerstenmalz in Behältnissen, die weniger als 10 Liter fassen. Die Weltbiernachfrage weist ein stetiges Wachstum auf, auch wenn in Industrieländern der Verbrauch stagniert. Deutschland produziert rund 115 mio. hl, was 8,7% der Weltproduktion entspricht. Rund 5% der Weltproduktion werden international gehandelt. Die Importanteile auf den betrachteten Märkten rangieren zwischen 7% (CA) und 30% (UK). Die „unit values“ der deutschen Exporte unterscheiden sich über den gesamten Zeitraum z.T. erheblich. Während Exporte nach FR im Durchschnitt 1,11 DM pro L erbrachten, kostete deutsches Bier auf fob-Basis in UK 1,86 DM pro L. Die Exporteinheitswerte für CA und US lagen im Durchschnitt bei 1,47 bzw. 1,65 DM pro L.

*Modellspezifikation und Schätzverfahren*³

Der *PTM-Ansatz* wird nach Knetter (1993) gemäß folgender Spezifikation geschätzt, wobei die Gleichungen in Form eines vollständigen Panels oder als Einzelgleichungen geschätzt werden können. Die Panelschätzung findet überwiegend bei jährlicher Datenfrequenz Anwendung, um durch geeignete Gruppenbildung die Zahl der Freiheitsgrade zu erhöhen⁴:

³ Alle nicht im Detail dargestellten Ergebnisse können auf Anfrage von den Autoren bezogen werden.

⁴ Diese Modellspezifikation wird hier weiter vereinfacht, da in den betrachteten Ländern die monatliche Inflationsrate gering ist und die Preissteigerung wie auch die GDP-Entwicklung sich relativ gut durch einen Trend approximieren lassen. Folglich wird hier das folgende vereinfachte Modell geschätzt: $\ln P_{i,t} = \sum \delta_i D_{i,t} + \sum \lambda_i T_i + \alpha_i \ln e_{i,t} + u_{i,t}$. Für die US Daten wurde gezeigt, daß beide Spezifikationen zu identischen Ergebnissen führen. Die vereinfachte Spezifikation wird um die den Prozessen zugrundeliegenden Dynamik erweitert, was hier nicht dargestellt ist.

$$(A-4) \quad \ln P_{i,t} = \sum \delta_i D_i + \sum \lambda_i T_i + \alpha_i \ln(e_{i,t} / PPI_{i,t}) + \beta_i \ln(GDP_{i,t} / CPI_{i,t}) + u_{i,t}.$$

P : Exporteinheitswerte (unit values) in Währungseinheiten des Exportlandes; D : Dummy für jeden Destinationsmarkt; T : Trend-Dummy für jeden Destinationsmarkt; PPI : Produzentenpreisindex (Deflator); GDP : Bruttoinlandsprodukt im Destinationsland. CPI : Konsumentenpreisindex (Deflator); e : Wechselkurs z.B. US\$/DM.

Das **RDE-Ansatz** wird in der Spezifikation von Goldberg und Knetter (1999) wiederum in einer vereinfachten Form geschätzt, wobei hier die Exportmenge durch Instrumentenvariablen-schätzer ermittelt wird, um das Problem der Korrelation dieser Variablen mit der jeweiligen Angebotsrelation zu umgehen. Als Instrumente dienen dabei alle exogenen Variablen in Gleichung (B-7) sowie der Wechselkurs zwischen Export- und Importland:

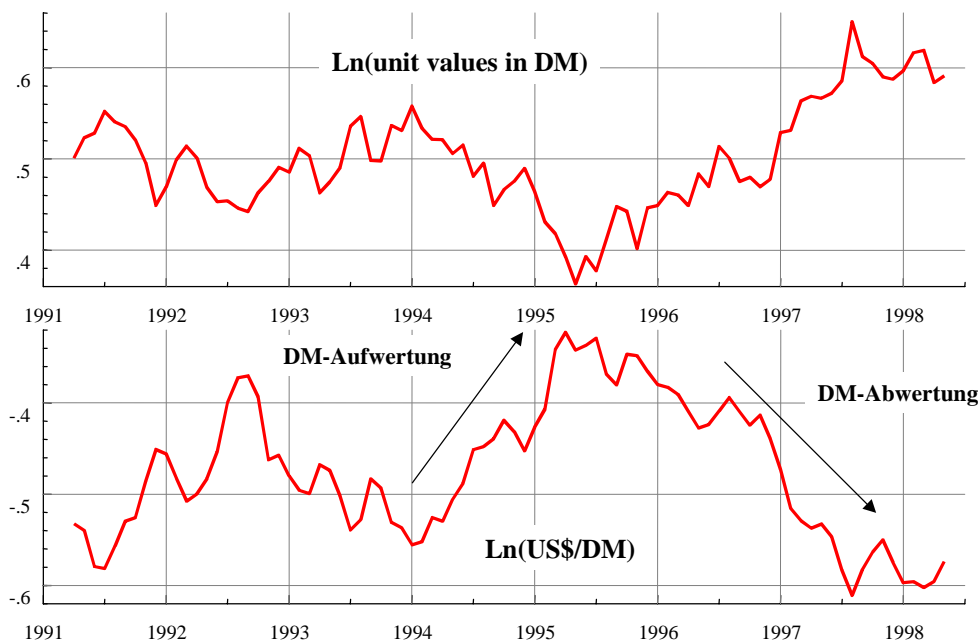
$$(B-7) \quad \ln P_i^{ex} = \delta D_i + \lambda T + \phi \ln \hat{Q}_i^{ex} + \sum \alpha^k \ln e_i^k + u_i.$$

P_i^{ex} : Einheitswerte (unit values) der deutschen Exporteure in Währungseinheiten der Destination; e^k Wechselkurse zwischen den Währungen der Konkurrenten und der Destination. Alle anderen Variablen sind wie oben definiert. Das Modell wird sowohl als Eingleichungsmodell (IV-OLS) als auch in Form eines SUR-Systems geschätzt.

Schätzergebnisse

Für die „unit values“ von 1991 bis 1998 und die verwendeten Wechselkurse kann die Nullhypothese der Nicht-Stationarität nicht abgelehnt werden. Die ersten Differenzen sind stationär⁵. Nach Engle und Granger (1987) sind diese Prozesse als integrierte Prozesse erster Ordnung aufzufassen. Die Cointegration dieser Prozesse kann u.a. nach Hansen (1993) direkt im Fehlerkorrekturmodell getestet werden. Die „unit values“ deutscher Exporte nach US und die Wechselkurse US/DM zeigen in der Beobachtungsperiode folgenden Verlauf (Abb.1).

Abb. 1: Logarithmierte „unit values“ DM/Kg (Liter) für deutsche Bierexporte nach US und logarithmierte Wechselkurse (US\$/DM) auf monatlicher Basis von 1991-1998



Quelle: SAEG, versch. Jgg, Deutsche Bundesbank, versch. Jgg.

⁵ Zur Prüfung der Existenz von Einheitswurzeln wurden die Tests von Dickey und Fuller (ADF-Test), Phillips und Perron (1998) und Kwiatkowski et al. (1993) angewendet, die überwiegend konsistente Ergebnisse lieferten. Die Eigenschaft der Trendstationarität wurde ebenfalls geprüft und mußte auch zurückgewiesen werden.

Die Daten in Abb. 1 verdeutlichen, daß Aufwertungen gegenüber dem US\$ mit Preissenkungen in DM verbunden waren und umgekehrt. Die Schätzung des Zusammenhanges (*PTM-Ansatz*) ergibt folgende Parameter mit den „unit values“ in DM ($\ln P$) als endogener Variable:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob	Part.R ²
Constant	0.10340	0.019218	5.380	0.0000	0.2657
$\ln P$ (lag 1)	-0.72562	0.10590	-6.852	0.0000	0.3698
$\ln e^{US/DM}$ (lag 1)	-0.50794	0.077047	-6.593	0.0000	0.3520
$d \ln e^{US/DM}$	-0.58698	0.074732	-7.855	0.0000	0.4354
Trend	0.00045	9.8819e-005	4.605	0.0000	0.2096

$R^2=0.57$; $F(4,80)=26.69$ [0.000]; $\sigma = 0.01637$; $DW = 1.98$
 RSS = 0.0214 for 5 variables and 85 observations⁶

Die Ergebnisse für das Fehlerkorrekturmodell zeigen, daß langfristig eine einprozentige Aufwertung zu einer Preissenkung um 0,7% führt. Die Preisanpassung weist nur eine geringe Dynamik auf (Lagstruktur), die Anpassung erfolgt nahezu kontemporär. Die „markup“-Elastizität ist signifikant größer als minus eins und von Null verschieden. Folglich kann auf die Existenz von Marktmacht gemäß dem theoretischen Modell geschlossen werden. Die Ergebnisse für CA ergaben einen signifikanten Langfristparameter von -0,60, für FR und UK sind die Parameter nicht signifikant von Null verschiedenen. Cointegration kann in allen Fällen nicht abgelehnt werden. SUR- und OLS-Schätzung liefern nahezu identische Ergebnisse⁷.

Die Schätzungsergebnisse für den *RDE-Ansatz* zeichnen ein anderes Bild. Außer für FR (Abb. 2) sind alle Exportmengen und damit auch deren geschätzte Werte stationär, die Einheitswerte sind wie oben bereits erwähnt nicht stationär. Folglich kann es keine linearen langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen geben. Es lassen sich also trotz signifikanter Wechselkursreaktionen für UK, CA und US im Beobachtungszeitraum keine signifikanten Mengenreaktionen feststellen. Die Exportmengen nach FR sind zwar nicht-stationär und cointegriert mit den Preisen; FR zeigt aber weder bedeutende noch gleichgerichtete Wechselkursänderungen gegenüber der DM. Eine kontinuierliche Senkung der Preise in FF (französische Franc) wäre gemäß dem theoretischen Modell aber nur mit einer permanenten Abwertung der DM gegenüber dem FF vereinbar. Dies ist nicht der Fall, folglich kann das Modell die Entwicklung der Exporte nach FR nicht angemessen erklären (Abb. 2). Auch wenn die Beziehung zwischen Preis und Menge vielleicht zur Schätzung der Marktnachfrage verwendet werden kann, so ist die Reaktion der deutschen Exporteure nicht mit dem Verhalten bei unvollkommener Konkurrenz und statischer Gewinnmaximierung vereinbar.

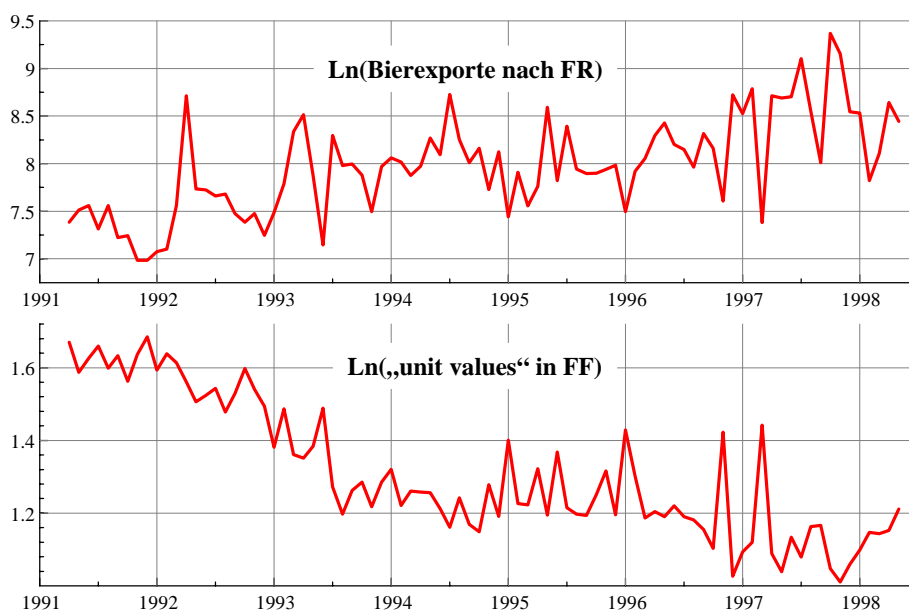
4 Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

In dem vorliegenden Beitrag wurden zwei gängige empirische Ansätze zur Identifikation und Messung von Marktmacht auf deutschen Exportmärkten für Bier angewendet. Während beim „pricing to market“-Ansatz Marktmacht des deutschen Brauereisektors auf dem US-amerikanischen und kanadischen Märkten identifiziert werden konnten, ließ sich dies für den französischen und englischen Markt nicht nachweisen. Mit dem Ansatz der „residual demand elasticity“ mußte in allen betrachteten Destinationen die Hypothese von Marktmacht deutscher Exporteure abgelehnt werden. Die beiden Modelle ergaben inkonsistente Ergebnisse, welche durch eine Weiterentwicklung der Modellansätze, z.B. durch die weitergehende Berücksichtigung der Konkurrenzverhaltens auf den Exportmärkten, erklärt werden könnten.

⁶ AR 1-2 $F(2, 78)=1.2622$ [0.2887]; ARCH 6 $F(6, 68)=0.34629$ [0.9097], Normality $\chi^2(2)=2.1872$ [0.3350]; χ^2 $F(8, 71)=1.0466$ [0.4102], $\chi^2 \times \chi^2$ $F(14, 65)=0.95697$ [0.5056]; RESET $F(1, 79)= 2.0643$ [0.1547].

⁷ Die Eigenschaft der Cointegration wurde auch mit der Johansen-Prozedur mit gleichem Ergebnis geprüft (Johansen, 1995). Durch geeignete Restriktion der Gewichtungsmatrix konnte zudem gezeigt werden, daß die erklärende Variable (Wechselkurs) als schwach exogen in bezug auf die Schätzung der Langfristparameter angesehen werden kann.

Abb. 2: Logarithmierte Mengen und „unit values“ in FF für deutsche Bierexporte nach FR auf monatlicher Basis von April 1991 bis Mai 1998



Quelle: SAEG, versch. Jgg, Deutsche Bundesbank, versch. Jgg.

5 Literatur

Baker, J.B. and T.F. Bresnahan (1988): Estimating the residual demand curve facing a single firm, *International Journal of Industrial Organization*, 6: 283-300.

Bresnahan, T.F. (1989): Empirical studies of industries with market power. In: Schmalensee, R. und R. Willig (Hrsg.): *Handbook of Industrial Organisation*, North Holland, Amsterdam, Volume 2, Chapter 17: 1011-1057.

Deutsche Bundesbank (versch. Jgg): *Devisenkursstatistik*, Statistische Beihefte, Frankfurt.

Engle, R.F. and C.W. Granger (1987): Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55(2): 251-76.

Goldberg, P.K. and M.M. Knetter (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.

Johansen, S. (1995): *Likelihood-Based inferences in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press, New York.

Knetter, M.M. (1993): International comparisons of pricing-to-market behavior. *The American Economic Review*, 83, 3: 473-486.

Kremers, J.J.M., N.R. Ericsson, and J.J. Dolado (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., J.D. Richardson (Hrsg.), *Real financial linkages in open economies*. MIT Press, Cambridge: 49-70.

Kwiatkowski, D., P.C.P. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992): Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit Root. *Journal of Econometrics*, 54: 159-78.

Phillips P.C.B. and P. Perron (1988): Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75: 335-46.

Statistical Office of the European Communities (SAEG, versch. Jgg), (Eurostat), intra- and extra EU trade, Monthly Data, Luxemburg.