

Die Auswirkungen der Volatilität des Wechselkurses auf den Schweizer Aussenhandel: Schätzungen mit einem multivariaten Ansatz

von Andreas Fischer, Ressort Volkswirtschaftliche Studien,
Schweizerische Nationalbank

In Diskussionen über Wechselkurssysteme wird als Nachteil flexibler Wechselkurse regelmässig die Unsicherheit erwähnt, die sich für Unternehmen und Haushalte aus den Schwankungen des Wechselkurses ergibt. Dieses Wechselkursrisiko, so wird argumentiert, erschwert den internationalen Handel und reduziert die Wohlfahrtsgewinne aus dem internationalen Warentausch.

Verschiedene Studien haben die Frage der Auswirkungen der Wechselkursvolatilität empirisch untersucht. Sie decken eine grosse Zahl von Ländern und Zeitperioden ab und arbeiten mit einer breiten Auswahl an Methoden (siehe Côté, 1994). Dabei fällt eine Diskrepanz auf zwischen den empirischen Ergebnissen, die keine eindeutigen Schlussfolgerungen zulassen, und der traditionellen Auffassung, wonach die Wechselkursvolatilität den Export negativ beeinflusst.

Methodisch unterscheiden sich die Studien unter anderem darin, wie die Wechselkursvolatilität gemessen wird. In den meisten Fällen wird eine gleitende Standardabweichung der vergangenen Veränderungen des Wechselkurses verwendet, die anschliessend als erklärende Variable zur Erklärung der Exportvolumen eingesetzt wird. In der Regel führt ein solches zweistufiges Verfahren allerdings zu ineffizienten Schätzungen. Die vorliegende Notiz folgt deshalb dem Vorgehen von Kroner und Lastrapes (1993) und behandelt die Frage im Rahmen eines empirischen Modells, das die gemeinsame Schätzung der Zusammenhänge zwischen dem Aussenhandel und der Volatilität sowie zwischen der erwarteten Volatilität und Informationen aus der Vergangenheit erlaubt. Die Varianz, die den Schweizer Aussenhandel beeinflusst, ist in diesem Fall also gleich jener, die durch das Modell vorausgesagt wird. Das Modell ist ein multivariates GARCH-Modell, in dem die modellkonsistente Varianz des Wechselkurses in die (Mittelwert-)Gleichungen zur Bestimmung des Exportvolumens und der Exportpreise eingeht (GARCH-in-mean). Die Aussagen des Modells beschränken sich auf die Frage, ob die Volatilität des Wechselkurses, die durch die Varianz der Wechselkursänderungen modelliert wird, den Aussenhandel beeinflusst. Aus der Studie kann jedoch keine Aussage über die Beziehung zwischen dem Niveau des Wechselkurses und den Exporten abgeleitet werden.

Der Beitrag ist in fünf Teile gegliedert. Im ersten Teil wird die theoretische Literatur zum Zusammenhang zwischen Wechselkursvolatilität und Aussenhandel (Exportvolumen und -preise) kurz zusammengefasst. Anschliessend wird das empirische

Modell vorgestellt. Der dritte Teil enthält Ausführungen zu den Daten und zu verschiedenen Spezifikationstests. Die empirischen Resultate der akzeptierten Spezifikation des Modells werden im vierten Teil präsentiert. Der fünfte Teil enthält Schlussbemerkungen.

1 Theoretischer Hintergrund

Die theoretische Literatur zum Zusammenhang zwischen Wechselkursrisiko und Aussenhandel erhielt vor rund 20 Jahren einen wesentlichen Impuls durch Hooper und Kohlhagen (1978). Die beiden Autoren modellieren Import- und Exportfunktionen für ein international gehandeltes Gut und eine Welt, in der die Wechselkursvolatilität das einzige Risiko darstellt. Sie können damit den Einfluss des Wechselkursrisikos auf das Volumen und die Preise im Aussenhandel analysieren und gleichzeitig das Verhalten der Importeure und Exporteure, die sich mit einem Wechselkursrisiko konfrontiert sehen, behandeln. Sie kommen zum Ergebnis, dass ein Anstieg der Wechselkursvolatilität bei risikoscheuen Wirtschaftssubjekten zu einem Rückgang des Aussenhandelsvolumens führt und zwar unabhängig davon, ob das Risiko von den Importeuren oder den Exporteuren getragen wird. Ausserdem zeigen sie, dass der Effekt eines Anstiegs der Wechselkursvolatilität auf den Preis des international gehandelten Gutes in beide Richtungen gehen kann, je nachdem wer das Wechselkursrisiko trägt. Wenn der Importeur das Risiko trägt, wird der Preis fallen, da die Importnachfrage zurückgeht. Trägt hingegen der Exporteur das Wechselkursrisiko, wird der Preis steigen, weil er das Exportangebot verringern wird.

In den letzten Jahren ist dieses Modell in verschiedene Richtungen erweitert worden. Côté (1994) hat diese Literatur zusammengefasst. Demnach lässt sich, erstens, zeigen, dass die Annahme der Risikoscheu nicht ausreicht, um die Schlussfolgerung zu ziehen, dass die Wechselkursvolatilität das Aussenhandelsvolumen reduziert; das Resultat hängt vielmehr von den Eigenschaften der Nutzenfunktion der Importeure und der Exporteure ab (z. B. die Konvexität). Zweitens wird die Wirkung der Wechselkursvolatilität durch die Verfügbarkeit von Terminkontrakten beeinflusst. Je einfacher und billiger die Absicherung, umso geringer die Auswirkungen der Wechselkursvolatilität. Auch Absicherungsmöglichkeiten garantieren indessen nicht, dass das Wechselkursrisiko keinen Einfluss auf den Aussenhandel hat

(siehe Viaene und de Vries, 1992). Drittens ist das Wechselkursrisiko nicht das einzige Risiko, mit dem sich die Wirtschaftssubjekte konfrontiert sehen. Analog zum Argument der Portefeullediversifikation kann deshalb argumentiert werden, dass eine Aktivität mit einem hohen Risiko immer noch attraktiv sein kann, wenn sie das Gesamtrisiko der Aktivitäten diversifiziert. Viertens schaffen Wechselkursbewegungen nicht nur Risiken, sondern auch Profitmöglichkeiten. Wenn eine Firma mit ihrer Produktion flexibel darauf reagieren kann, müssen diese zusätzlichen Erträge gegen das Risiko abgewogen werden.

Diese Erweiterungen präzisieren unser Bild vom Einfluss der Wechselkursvolatilität auf das Aussenhandelsvolumen. Die Wirkungsmechanismen verlieren damit aber an Klarheit, und es ist gleich wie bei den Auswirkungen auf die Preise nicht mehr eindeutig, ob eine Zunahme oder eine Abnahme erwartet werden soll.

2 Das empirische Modell

Das empirische Modell, mit dem im folgenden der Einfluss der Wechselkursvolatilität auf Exportmengen und -preise in der Schweiz getestet werden soll, unterstellt, dass das Wechselkursrisiko das einzige Risiko ist. Das Modell entspricht weitgehend jenem von Kroner und Lastrapes (1983) und umfasst folgende Gleichungen:

$$(1) \quad \Delta s_t = \alpha_0 + \varepsilon_{s,t}$$

$$(2) \quad \Delta x_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta x_{t-j} + \beta_{m+1} \Delta s_t + \beta_{m+2} \Delta p_t^* + \beta_{m+3} \Delta c_t + \beta_{m+4} y_t^* + \beta_{m+5} h_t + \varepsilon_{x,t}$$

$$(3) \quad \Delta q_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta q_{t-j} + \gamma_{n+1} \Delta s_t + \gamma_{n+2} \Delta p_t^* + \gamma_{n+3} \Delta c_t + \gamma_{n+4} y_t^* + \gamma_{n+5} h_t + \varepsilon_{q,t}$$

wobei Δ die erste Differenz einer Variablen bezeichnet und die Störterme als *white noise* definiert sind.

In Gleichung (1) wird der handlungsgewichtete nominelle Wechselkursindex, s_t , als Random-Walk-Prozess spezifiziert. Die Annahme eines Random Walk impliziert, dass s_t bei gegebenen Beobachtungen des vergangenen Wechselkursverlaufs nicht voraussagbar ist. Diese Annahme ist konsistent mit den Ergebnissen von Meese und Rogoff (1983), die durch eine Reihe von weiteren Studien bestätigt worden sind.

Die Gleichungen (2) und (3) bestimmen die realen Exporte, x_t , und die in ausländischer Währung ausgedrückten Exportpreise, q_t . Beide Variablen werden durch den Wechselkurs, s_t , das Verhältnis zwischen inländischem und ausländischem Preisniveau, p_t^* , die realen inländischen Lohnstückkosten, c_t , und das reale Volkseinkommen des Auslandes, y_t^* , bestimmt. Dazu kommt als zentrale weitere erklärende Variable die zeitabhängige Varianz des Wechselkurses, h_t , die als Proxygrösse für die Wechselkursunsicherheit dient.

Wie bei Kroner und Lastrapes wird der Kovarianz-Matrix der Residuen aus den Gleichungen (1) bis (3) eine GARCH-Struktur auferlegt. Wir definieren $\varepsilon_t = [\varepsilon_{s,t}, \varepsilon_{x,t}, \varepsilon_{q,t}]'$, so dass

$$(4) \quad \varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \dots \sim N(0, H_t)$$

$$H_t = \begin{pmatrix} h_t & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{x,t}^2 & \sigma_{xq,t} \\ 0 & \sigma_{xq,t} & \sigma_{q,t}^2 \end{pmatrix}$$

$$h_t = \delta_0 + \delta_1 \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_2 h_{t-1}$$

$$\sigma_{x,t}^2 = \mu_0 + \mu_1 \varepsilon_{x,t-1}^2 + \mu_2 \sigma_{x,t-1}^2$$

$$\sigma_{q,t}^2 = \eta_0 + \eta_1 \varepsilon_{q,t-1}^2 + \eta_2 \sigma_{q,t-1}^2$$

$$\sigma_{xq,t} = \lambda_0 + \lambda_1 \varepsilon_{q,t-1} \varepsilon_{x,t-1} + \lambda_2 \sigma_{xq,t-1}$$

Das GARCH-Modell unterstellt also eine stochastische Abhängigkeit zwischen den heutigen Realisationen von $\varepsilon_t \varepsilon_t'$ und seinen früheren Realisationen. Da h_t seinerseits in die Gleichungen (2) und (3) eingeht, impliziert das Modell, dass das Verhalten der Exporteure durch den Prozess bestimmt wird, der auch die Varianz im Modell generiert. Es wird also angenommen, dass die Marktteilnehmer rational handeln und die Parameter des Prozesses kennen.

3 Daten und Spezifikation

Das Modell wird in dieser Untersuchung mit monatlichen Daten geschätzt, deren Beobachtungszeitraum sich von Januar 1973 bis Juni 1998 erstreckt. Der Wechselkurs, s_t , ist der exportgewichtete Wechselkursindex des Schweizerfrankens. Ein Indexanstieg bedeutet somit eine Höherbewertung des Frankens. Die realen Exporte, x_t , sind die mit den Exportpreismittelwerten deflationierten nominellen Exporte. Die in Fremdwährung ausgedrückten Exportpreise, q_t , sind die mit dem exportgewichteten Wechselkursindex multiplizierten Exportpreismittelwerte. Die realen Lohnstückkosten, c_t , werden mangels monatlicher Lohnraten durch die schweizerische Arbeitslosen-

quote approximiert. Für die Berechnung des relativen Preisniveaus, p^* , werden die Konsumentenpreisindizes der Schweiz und des OECD-Raums verwendet. Für das Volkseinkommen des Auslandes werden die Daten der Industrieproduktion des OECD-Raums herangezogen. Da die ausländische Industrieproduktion und das ausländische Preisniveau ein Saisonmuster aufweisen, wurden die betreffenden Rohdaten durch Subtraktion des Monatsmittelwertes korrigiert; dieses Verfahren ist einfacher als eine gemeinsame Schätzung der Saisondummies und der anderen Parameter des multivariaten Systems.

Zusätzlich zum Total der Exporte werden im folgenden drei Kategorien von schweizerischen Exportgütern einzeln betrachtet. Dabei handelt es sich um die Rohstoffe und Halbfabrikate, die Investitionsgüter und die Konsumgüter. Ausserdem wird auch eine Desaggregation nach Abnehmerland durchgeführt, d.h. neben den Exporten in alle Länder werden einzeln auch die Exporte nach Deutschland, Frankreich und Italien untersucht. Bei diesen drei Ländern handelt es sich um die wichtigsten Aussenhandelspartner der Schweiz. Allerdings liegen für die Schweizer Exporte nach einzelnen Ländern nur nominelle Daten vor. Die betreffenden Schätzungen werden deshalb anhand eines reduzierten Modells, das sich aus den Gleichungen (1), (2) und (4) zusammensetzt, durchgeführt. Die Exporte, x_t , bezeichnen in diesem Fall also nicht die realen, sondern die nominellen Ausfuhrren.¹

In einem ersten Schritt wurden verschiedene Tests durchgeführt, um die angemessene Transformation der Daten und die Modellspezifikation festzulegen. Die Einheitswurzeltests (*unit root tests*) für c , p^* , q , s , x , und y^* wurden nach der Methode von Dickey und Fuller (1979) mit einer Konstanten, einer Trendvariablen und vier Lags vorgenommen. Die Hypothese einer Einheitswurzel konnte für keine Variable verworfen werden. Es ist somit richtig, diese Variablen im Modell als erste Differenzen zu schreiben [wie in den Gleichungen (1) bis (3)]. Die Kointegrationstests wurden nach der Methode von Engle und Granger (1987) für zwei Systeme mit jeweils fünf Variablen durchgeführt ($\{c, p^*, s, x, y^*\}$ und $\{c, p^*, q, s, y^*\}$).² Aus den Testresultaten ergibt sich indessen keine Evidenz zugunsten einer Kointegrationsbeziehung zwischen den interessierenden Variablen. Der von Engle und Yoo (1987) vorgeschlagene kritische Wert für ein System mit fünf Variablen (-5,02) ist kleiner als die Werte, die aus den Dickey-Fuller-Residuen resultieren. Ausserdem musste die optimale Zahl verzögerter Endogener bestimmt werden. Dabei

ergaben sich die besten Resultate für zwei zusätzliche erklärende Variablen (Δx_{t-1} , Δx_{t-2}) in der Exportvolumengleichung und eine zusätzliche Variable in der Exportpreisgleichung (Δq_{t-1}).

4 Empirische Resultate

Die empirischen Resultate der Modellschätzungen sind in den Tabellen 1, 2 und 3 zusammengefasst. Da allein der Einfluss der Wechselkursvolatilität auf das Exportvolumen und die Exportpreise im Brennpunkt steht, werden nur die geschätzten Koeffizienten von h_t und ihre Standardfehler gezeigt.³

Die Resultate in Tabelle 1 basieren auf dem Modell, das sich aus den Gleichungen (1) bis (4) zusammensetzt. Gezeigt werden die Koeffizienten von h_t in den Gleichungen (2) und (3) für jeweils zwei verschiedene Schätzperioden. Die Gesamtperiode erstreckt sich von 1973:2 bis 1998:6, während die zweite, kürzere Periode von 1980:1 bis 1998:6 geht und deshalb betrachtet wird, weil die trendmässige Aufwertung des Schweizerfrankens in dieser Periode deutlich schwächer war als im ersten Teil der Gesamtperiode. Die Resultate zeigen, dass die Wechselkursvolatilität weder auf das Exportvolumen noch auf die Exportpreise einen statistisch signifikanten Effekt hat. Dies gilt nicht nur für das Total der Exporte, sondern auch für die drei betrachteten Exportkategorien (Halbfabrikate, Konsumgüter, Investitionsgüter). Die Punktschätzungen variieren stark und lassen kein einheitliches Muster erkennen.

Die grosse Zahl von Modellvariablen trägt möglicherweise dazu bei, dass die Koeffizienten nicht präziser geschätzt werden können. Deshalb wurde das Modell in einer zweiten Runde um jeweils eine Gleichung reduziert. Das Modell für das Exportvolumen setzt sich in diesem Fall aus den Gleichungen (1), (2) und (4) zusammen, während das Modell für die Exportpreise durch die Gleichungen (1), (3) und (4) definiert wird. Bei der Bestimmung der optimalen Zahl verzögerter Variablen stellte sich heraus, dass keine verzögerten Endogene in die Gleichungen (2) bzw. (3) aufgenommen werden müssen. Damit reduziert sich die Zahl der geschätzten Koeffizienten von 28 auf 13 bzw. 12. Die Resultate aus diesen kleineren Modellen sind in der Tabelle 2 zusammengefasst. Daraus geht hervor, dass die Schlussfolgerungen in bezug auf den Einfluss der Wechselkursvolatilität auf das Exportvolumen dieselben bleiben: Für alle Perioden und Exportkategorien resultiert kein signifikanter Koeffizient von h_t . Hingegen resultiert im

1 Der Schätzzeitraum erstreckt sich bei den Exporten nach individuellen Ländern bis 1997:12.

2 Bei den Kointegrationstests stellt sich die Frage, ob h_t in die statische Gleichung aufgenommen werden soll oder nicht. Falls das System konsistent mit einem I-GARCH-Modell ist, gibt es Gründe, h_t in den Kointegrationsvektor aufzunehmen, weil h_t in diesem Fall nicht stationär ist.

Schätzungen werfen indessen die I-GARCH-Spezifikation und deuten darauf hin, dass h_t stationär ist ($\gamma_1 + \gamma_2 < 1$).

3 In weiteren Schätzungen wurden alternative Spezifikationen des Einflusses der Wechselkursvolatilität auf die Exporte und Exportpreise getestet (Lags, z.B. h_{t-1} , und verschiedene Funktionen, z.B. h_t^2). Dies hatte keinen Einfluss auf die Resultate und wird deshalb in der Resultatübersicht weggelassen.

Exportpreismodell in der kürzeren Schätzperiode (1980:1–1998:6) ein negativer Effekt der Wechselkursvolatilität auf das Total der Exportpreise. Bei den einzelnen Kategorien ergeben sich in zwei von sechs Fällen ebenfalls statistisch signifikante, negative Koeffizienten. Insgesamt ergibt sich aber auch bei den Exportpreisen kein konsistentes Muster, so dass die Evidenz schwach bleibt.

Der Einfluss der Wechselkursvolatilität auf die Schweizer Exporte nach einzelnen Ländern (Deutschland, Frankreich und Italien) wurde ebenfalls im Rahmen eines reduzierten Modells analysiert. Da für bilaterale Exporte nur nominelle Grössen zur Verfügung stehen, setzt sich das Modell aus den Gleichungen (1), (2) und (4) zusammen (mit den nominalen statt der realen Exporte als x_t). Als Wechselkurs wird anstelle des exportgewichteten Wechselkursindex der bilaterale Kurs (DEM/CHF, FRF/CHF bzw. ITL/CHF) verwendet. Tabelle 3 fasst die Resultate für das Total der Exporte zusammen. Daraus kann entnommen werden, dass der Koeffizient der Wechselkursvolatilität in keinem der sechs Fälle statistisch signifikant ist.

Die Resultate aus den Tabellen 1–3 können nicht direkt mit den Ergebnissen aus anderen Studien verglichen werden, da Unterschiede bestehen zwischen den behandelten Ländern und Zeitperioden sowie den angewendeten Methoden. Côté (1994) hat die empirische Literatur zusammengefasst und kommt insgesamt zum Schluss, dass keine klare Evidenz zugunsten eines Effekts der Wechselkursvolatilität auf Exportvolumen und Exportpreise vorliegt. Verschiedene Studien finden zwar eine negative Wirkung der Wechselkursvolatilität auf das Exportvolumen (Arize, 1997; Chowdhury, 1993; de Grauwe und Verfaillie, 1988; Koray und Lastrapes, 1989; Bini-Smaghi, 1991; Savvides, 1992). Andere finden aber keine Wirkung und Einzelne reklamieren sogar einen positiven Effekt der Wechselkursvolatilität auf das Exportvolumen (Asseery und Peel, 1991; Kroner und Lastrapes, 1993). Ausserdem sind die Koeffizienten selbst dort, wo sie statistisch signifikant sind, in der Regel klein.

Modell:	$\Delta x, \Delta q, \Delta s, H$			
Gleichung:	Δx	Δx	Δq	Δq
Schätzperiode:	1973:2–1998:6	1980:1–1998:6	1973:2–1998:6	1980:1–1998:6
Total der Exporte	1.3219 (5.3536)	6.3135 (12.5888)	3.3541 (11.0551)	27.7231 (31.3775)
Rohstoffe und Halbfabrikate	1.7747 (3.6187)	-9.8325 (14.1333)	-1.1505 (7.7625)	38.3606 (32.7506)
Konsumgüter	-1.5149 (5.8001)	1.9798 (17.9268)	4.7002 (20.4431)	0.1370 (0.2056)
Investitionsgüter	-4.6664 (3.7866)	0.1373 (8.2146)	3.2513 (11.8707)	12.2385 (106.9895)

Standardfehler in Klammern

Schätzergebnisse für h_t in den reduzierten Modellen

Tabelle 2

Modell:	$\Delta x, \Delta s, H$		$\Delta x, \Delta s, H$	
Gleichung:	Δx	Δx	Δq	Δq
Schätzperiode:	1973:2–1998:6	1980:1–1998:6	1973:2–1998:6	1980:1–1998:6
Total der Exporte	0.0811 (18.1806)	-5.6099 (15.6101)	-0.7172 (0.6648)	-7.8153* (1.9427)
Rohstoffe und Halbfabrikate	1.9366 (4.2451)	-28.3633 (3.7454)	1.2022 (0.7666)	-7.0583 (2.9943)
Konsumgüter	-0.0782 (0.0898)	3.6371 (10.9771)	-1.4979 (2.1593)	2.8139 (3.1301)
Investitionsgüter	-6.2412 (5.0943)	1.3471 (18.0502)	-3.8075* (1.8299)	-0.0652 (0.5609)

Standardfehler in Klammern

Schätzergebnisse für h_t in den Modellen für einzelne Abnehmerländer

Tabelle 3

Modell:	$\Delta s, \Delta x_{nom}, H$	
Gleichung:	Δx_{nom}	Δx_{nom}
Schätzperiode:	1973:2–1997:12	1980:1–1997:12
Total der Exporte nach:		
Deutschland	5.8462 (78.2068)	-7.3318 (33.3528)
Frankreich	0.2163 (2.7279)	-0.2377 (3.2262)
Italien	-6.2211 (42.5283)	10.6001 (18.5591)

Standardfehler in Klammern

5 Schlussbemerkungen

Diese Notiz beschäftigte sich mit dem Zusammenhang zwischen der Wechselkursvolatilität und dem Aussenhandel. Die Analyse erfolgte im Rahmen eines multivariaten GARCH-in-mean-Modells der reduzierten Form. Eine attraktive Eigenschaft dieses Modells ist, dass die Wechselkursvolatilität sich aus dem Modell ergibt und nicht als exogener Prozess definiert wird.

Die empirischen Schätzungen, die mit Schweizer Daten für das Total der Exporte und verschiedene Exportkategorien durchgeführt wurden, deuten darauf hin, dass die Wechselkursvolatilität keinen messbaren Einfluss auf die Exportmengen und -preise hat. Diese Ergebnisse stehen im Einklang mit verschiedenen Untersuchungen, die für andere Länder durchgeführt wurden.

Bei der Interpretation der Ergebnisse sollte man sich zwei Punkte in Erinnerung rufen. Erstens wurde die Wechselkursvolatilität in der vorliegenden Untersuchung anhand von Monatsdaten gemessen. Die empirischen Resultate sagen deshalb nichts über die Konsequenzen möglicher Fehlausrichtungen des Wechselkurses, die sich über mehrere Quartale oder gar Jahre erstrecken. Zweitens basiert die Analyse auf einem Modell des partiellen Gleichgewichts und erlaubt deshalb keine wohlfahrtsökonomischen Schlussfolgerungen. Man kann aus den empirischen Resultaten also nicht den Schluss ziehen, dass Wechselkursvolatilität volkswirtschaftlich irrelevant ist und die Wirtschaftssubjekte ihr indifferent gegenüberstehen. Die Resultate zeigen indessen – und das ist das Hauptergebnis dieser Studie –, dass die Wechselkursvolatilität keinen klaren Einfluss auf den Export hat.

Literaturverzeichnis

Asseery, A. und D. Peel. 1991. The Effects of Exchange Rate Volatility on Exports – Some New Estimates. *Economics Letters* 37, 173–77.

Arize, A.C. 1997. Foreign Trade Volatility and the Volume of Foreign Trade. *Southern Economic Journal* 64, 235–54.

Bini-Smaghi, L. 1991. Exchange Rate Variability and Trade: Why Is It so Difficult to Find any Empirical Relationship? *Applied Economics* 23, 927–35.

Chowdruy, A.R. 1993. Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Correction Models. *Review of Economics and Statistics* 75, 700–6.

Côté, A. 1994. Exchange Rate Volatility and Trade. Bank of Canada, Working Paper 94–5.

de Grauwe, P. und G. Verfaillie. 1988. Exchange Rate Variability, Misalignment, and the European Monetary System. In R. Marston (Hrsg.): *Misalignment of Exchange Rates: Effects on Trade and Industry*, 77–100. Chicago: University of Chicago Press.

Dickey, D. und W. Fuller. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of American Statistical Association* 74, 427–31.

Engle, R. und C. Granger. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 55, 251–76.

Engle, R. und B.S. Yoo. 1987. Forecasting and Testing in Cointegrated Systems. *Journal of Econometrics* 35, 143–59.

Hooper, P. und S. Kohlhagen. 1978. The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade. *Journal of International Economics* 8, 483–511.

Koray, F. und W.D. Lastrapes. 1989. Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: A VAR Approach. *Review of Economics and Statistics* 71, 708–12.

Kroner, K.F. und W. Lastrapes. 1993. The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced Form Estimates Using the GARCH-in-mean Model. *Journal of International Money and Finance* 12, 298–318.

Meese, R. und K. Rogoff. 1983. Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Are Any Fit to Survive? *Journal of International Economics* 14, 2–24.

Savvides, A. 1992. Unanticipated Exchange Rate Variability and the Growth of International Trade. *Weltwirtschaftliches Archiv* 128, 446–63.