AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

WAS ERKLÄRT DEN AUßENHANDEL DER DEUTSCHEN AGRAR- UND ERNÄHRUNGSWIRTSCHAFT? EINE ÖKONOMETRISCHE ANALYSE AUF BASIS DES GRAVITATIONSMODELLS

Heiko Dreyer

Heiko.Dreyer@agrar.uni-giessen.de

Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität Gießen

2012

Vortrag anlässlich der 52. Jahrestagung der GEWISOLA „Herausforderungen des globalen Wandels für Agrarentwicklung und Welternährung“ Universität Hohenheim, 26. bis 28. September 2012

Copyright 2011 by author. All rights reserved. Readers may make verbatim copies of this document for non-commercial purposes by any means, provided that this copyright notice appears on all such copies.

WAS ERKLÄRT DEN AUßENHANDEL DER DEUTSCHEN AGRAR- UND ERNÄHRUNGSWIRTSCHAFT? EINE ÖKONOMETRISCHE ANALYSE AUF BASIS DES GRAVITATIONSMODELLS[1]

WHAT EXPLAINS GERMAN FOOD AND AGRICULTURAL TRADE? AN ECONOMETRIC ANALYSIS BASED ON THE GRAVITY APPROACH

Zusammenfassung

In diesem Beitrag wird der deutsche Außenhandel mit Produkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft in einem Gravitationsmodell analysiert. Ziel ist es, die relevanten Bestimmungsgründe für den Außenhandel mit diesen Produkten zu identifizieren und zu quantifizieren. Ein Schwerpunkt liegt in der Bedeutung der europäischen Marktintegration für den deutschen Außenhandel. Dazu erfolgt die Modellspezifikation unter Berücksichtigung des Wechselkursrisikos. Das für einen Länderquerschnitt geschätzte Gravitationsmodell kann die Variation im Außenhandel erfolgreich erklären. Verschiedene Ergebnisse lassen einen deutlichen, positiven Effekt der Marktintegration erkennen. Die Mitgliedschaft eines deutschen Handelspartners in der Europäischen Union ist für den Handel bedeutender als die Einführung des Euros in diesem Land. Mit EU-Staaten, die den Euro nicht eingeführt haben, werden im Vergleich zu allen anderen Staaten 2,3-mal so viele Waren ausgetauscht. Hat ein EU-Staat den Euro eingeführt, so erhöht sich der Außenhandel mit Deutschland um weitere 70 Prozent. Es gibt jedoch keine Anzeichen dafür, dass das Wechselkursrisiko einen signifikanten negativen Einfluss auf den Außenhandel hat. Wird ein signifikanter Einfluss gefunden, ist dieser klein und positiv.

Schlüsselbegriffe

Agraraußenhandel, Deutschland, europäische Marktintegration, Eurozone, Wechselkursrisiko, Makroökonomische Effekte, Gravitationsmodell.

Abstract

This paper analyses the German food and agricultural trade using a gravity approach in a country cross section of trading partners. My objective is to identify and to quantify the most important factors that determine the trade volume of these products. A special focus is on European market integration and its influence on German trade. Therefore, I included exchange rate risk in analysis. The estimated model can explain variations in trade successfully. The results reveal a considerable positive effect of market integration. Membership of a German trade partner in the European Union is more important than the introduction of the Euro in a partner country. Germany`s trade is 2.3 times higher with EU Member States that not (yet) introduced the Euro compared to trade with other countries. If the Euro was introduced by a partner country, trade additionally increases by 70 percent. There is no evidence that a significantly negative effect of exchange rate risk on trade does occur. If there is a significant influence, it is positive.

1 Dieser Beitrag ist aus einer Vorstudie zum DFG-Projekt „Was erklärt den Agraraußenhandel der EU und Deutschlands? Theoretische und ökonometrische Untersuchungen zu Liberalisierung, Makroeffekten und Hysterese“ (GZ: HE1419/12-1; Projektleiter Prof. Dr. R. Herrmann und Prof. Dr. M. Göcke) entstanden. Wir danken der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die Finanzierung des Projekts.

Keywords

Agricultural trade, Germany, European market integration, Euro area, exchange rate risk, macroeconomic effects, gravity equation.

1 Einleitung

Der deutsche Agrar- und Ernährungssektor ist in hohem Maß auf den Außenhandel angewiesen. Auf Seiten der Exporte sind ausländische Märkte ein wichtiger Faktor für den Absatz der differenzierten Produkte der Ernährungswirtschaft. Da der Inlandsmarkt seit Jahren gesättigt ist, stellt der Export die Quelle des Wachstums dar. Der Exportanteil erreichte im Jahr 2011 fast 30 Prozent am Gesamtumsatz. Der Auslandsanteil am Gesamtumsatz, der im Jahr 1998 noch rund 17 Prozent betrug, ist bis zum Jahr 2011 auf 28,7 Prozent angestiegen. Deutschland war 2010 mit einem Anteil von 6,1 Prozent nach den Vereinigten Staaten (10,4 %) und den Niederlanden (6,8 %) drittstärkste Exportnation im globalen Nahrungsmittel und Getränkemarkt (BVE, 2012). Viel diskutierte Punkte auf Seiten der Importe sind die umfangreichen, für die Tierhaltung und Fleischwirtschaft unerlässlichen Importe proteinhaltiger Futtermittel vor allem aus Südamerika. Um die kaufkräftige und differenzierte Nachfrage der deutschen Endverbraucher zu decken, bestehen in vielen Bereichen keine Alternativen zu Importen, so z. B. bei den Südfrüchten. Internationale Agrarmärkte sind aber zunehmend stark beeinflusst durch die Liberalisierung der Agrarpolitik in Industrieländern, Globalisierungseffekte sowie eine stärkere Verflechtung mit den makroökonomischen Rahmenbedingungen. Zudem sind sie durch eine hohe und scheinbar zunehmende Volatilität von Preisen und Wechselkursen charakterisiert.

Ziel dieses Beitrages ist es, die wichtigsten Bestimmungsgründe für den Exporterfolg und die Importnachfrage des Agrar- und Ernährungssektors zu identifizieren und durch ökonometrische Analysen zu quantifizieren. Welchen Einfluss haben bedeutende Veränderungen der makroökonomischen Rahmenbedingungen, wie Wechselkursänderungen gegenüber Partnerländern, die Einführung des Euro, die Gründung und Erweiterung der EU mit den entsprechenden Einführungen der handelspolitischen Regeln auf den Außenhandel der Agrar- und Ernährungswirtschaft? Um diese Frage zu beantworten, erfolgt die Analyse des deutschen Außenhandels mit Produkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft im Länderquerschnitt mit allen Handelspartnern. Das hierzu in dieser Arbeit genutzte Gravitationsmodell ist in der Außenhandelsanalyse zwar weit verbreitet, dennoch erfolgt die Anwendung bis zum jetzigen Zeitpunkt häufig nur auf sehr aggregierten Produktebenen. Die Vorteile einer disaggregierten, sektorenbezogenen Betrachtung sind vielfältig, sodass eine Vielzahl von Autoren nach einer solchen Betrachtung rufen (z. B. BERGSTRAND, 1989). Untersuchungen für den Agrar- und Ernährungssektor liegen zwar vor, doch Studien, die sich auf einzelne Sektoren beziehen, beinhalten häufig nur eine Disaggregation der Daten auf die Ebene der SITC-Kodes[2] erster Ordnung, ohne weiterführende Gedanken über die Definition des Sektors anzustellen. Eine Reihe von Studien beschäftigt sich mit Produkten aus dem US-amerikanischen Agrarsektor. Studien zum deutschen Agrar- und Ernährungssektor liegen nach Kenntnisstand des Verfassers nicht vor. Ein Beispiel zum europäischen Agrar- und Ernährungssektor ist KRAMB (2008). Dort wird, wie in vielen anderen Studien auch, einer sehr speziellen Fragestellung nachgegangen. Sanitäre und phytosanitäre Maßnahmen im Rindfleischmarkt und deren Wirkungen auf den Außenhandel werden als ein Beispiel nichttarifärer Handelshemmnisse analysiert. Die Mehrzahl der Beiträge betrachtet zudem den bilateralen Handel zwischen einer Vielzahl von Staaten, sodass (i) keine getrennten Schlüsse für Exporte oder Importe gezogen werden können und (ii) nicht mehr auf die Bedeutung der Einflüsse für einzelne Länder geschlossen werden kann.

[2] Standard International Trade Classification.

Im folgenden Kapitel wird das in der Außenhandelsanalyse häufig genutzte Gravitationsmodell sowie eine kurze Literaturübersicht hierzu dargestellt. Kapitel 3 erläutert zunächst die Modellspezifikation und stellt anschließend Ergebnisse dar. Kapitel 4 fasst die Ergebnisse knapp zusammen und gibt einen Ausblick auf weiteren Forschungsbedarf.

2 Literaturüberblick: Das Gravitationsmodell als Instrument der Außenhandelsanalyse

Das Gravitationsmodell ist seit seiner Einführung von TINBERGEN (1962) zu einem Standardinstrument geworden und wird von vielen Autoren als „Arbeitspferd der Außenhandelsanalyse" bezeichnet. Abgeleitet ist das Modell aus dem aus der Physik bekannten Newtonschen Gravitationsgesetz. Dieses Gesetz besagt, dass eine Kraft, mit welcher sich zwei Körper (Massen) anziehen, proportional zur Masse der beiden Körper und umgekehrt proportional zum Quadrat der Entfernung zwischen den beiden Körpern ist. In der ökonomischen Übertragung sind zwei Handelspartner (hier: Staaten) als Körper anzusehen. Die Kraft, die zwischen den Staaten *i* und *j* wirkt, ist der wertmäßige (monetäre) bilaterale Handel PX_{ij}, mit *P* als Preis je Einheit des gehandelten Gutes und *X* als Menge des Gutes. Das Bruttoinlandsprodukt (*BIP*) stellt die ökonomische Masse der Staaten dar und steht im Falle eines Exportlandes für das (potentielle) Exportangebot des Staates und im Falle eines Importlandes für die (potentielle) Importnachfrage. Folglich steigt der Handel zwischen den beiden Staaten, wenn *c. p.* in einem der Staaten Wirtschaftswachstum zu verzeichnen ist. Die Entfernung zwischen den Staaten D_{ij} steht als Proxy-Variable für Transportkosten zwischen den Handelspartnern und hat somit hemmenden Einfluss auf den Warenaustausch. Zudem erlaubt das Modell, eine Vielzahl weiterer Faktoren (A_{ij}), die in jeglicher hemmender oder fördernder Form Einfluss auf den Außenhandel nehmen, zu berücksichtigen. Formal ergibt sich bei der ökonomischen Interpretation unter der Berücksichtigung eines Fehlerterms u_{ij}

$$(1)\ PX_{ij} = \beta_0 * BIP_i^{\beta 1} * BIP_j^{\beta 2} * D_{ij}^{\beta 3} * A_{ij}^{\beta .} * u_{ij}^{\cdot} ,$$

bzw. in der üblicherweise praktizierten logarithmierten Variante

$$(2)\ ln\left(PX_{ij}\right) = \beta_0 + \beta_1\, ln(BIP_i) + \beta_2\, ln\left(BIP_j\right) + \beta_3\, ln\left(D_{ij}\right) + \beta .\, ln\left(A_{ij}\right) + u_{ij} .$$

Preise werden aufgrund der Ableitung des Modells aus einem allgemeinen Gleichgewichtsmodell nicht als erklärende Variable aufgenommen. Es wird angenommen, dass sich Preise rasch anpassen und dass Angebot und Nachfrage ausreichend reaktionsfähig sind, um rasch ein Marktgleichgewicht herzustellen (LEAMER und STERN, 1970: 146f). Das Gravitationsmodell erfreut sich, trotz des anfänglichen Fehlens einer stichhaltigen Ableitung aus theoretischen Handelsmodellen, nicht zuletzt aufgrund des großen empirischen Erfolgs enormer Beliebtheit. Durch das Modell können i. d. R. 70-80 Prozent der Variationen des Außenhandels erklärt werden. Mit Arbeiten von ANDERSON (1979), HELPMAN (1987), DEARDORFF (1998), BERGSTRAND (1985, 1989 und 1990) sowie ANDERSON und VAN WINCOOP (2003) wurde mittlerweile eine fundierte theoretische Rechtfertigung des Modells gegeben[3]. So wurde gezeigt, dass das Gravitationsmodell u.a. aus dem Ricardo-Modell, dem Heckscher-Ohlin-Modell sowie aus Modellen mit zunehmenden Skalenerträgen abgeleitet werden kann.

Grob lassen sich die Befunde für die Einkommens- sowie die Bevölkerungselastizität aus anderen Studien wie folgt zusammenfassen: Die Einkommenselastizität ist nicht signifikant unterschiedlich von Eins, aber signifikant verschieden von Null. Die Bevölkerungselastizität liegt bei -0,4 und ist in der Regel signifikant (ANDERSON, 1979: 106). Der wohl wichtigste Beitrag der Gravitationsmodelle liegt in der Ermittlung der Bedeutung von Handelshemmnissen und Handelsliberalisierungen. Die Entfernung als Maßzahl für die Transportkosten ist

3 Eine grundlegende Ableitung des Gravitationsmodells und einen guten Überblick zur Fundierung des Modells geben auch VAN BERGEIJK und BRAKMAN (2010).

dabei aufgrund der historischen Spezifikation des Modells von herausragender Bedeutung. Meta-Regressionsanalysen von DISDIER und HEAD (2008) haben gezeigt, dass der Koeffizient β_3 im Durchschnitt bei fast 1.500 ausgewerteten Regressionen -0,91 beträgt. Zwar ist der hemmende Effekt der Entfernung in der ersten Ära der Globalisierung deutlich zurückgegangen, überaschenderweise ist dieser Koeffizient seit den 1960er Jahren aber wieder deutlich angestiegen (s.a. VAN BERGEIJK und BRAKMAN, 2010).

Insbesondere aus der Vielzahl der im Vektor A_{ij} zusammengefassten Faktoren ergeben sich weitreichende Anwendungsbereiche für das Gravitationsmodell. ROSE (2000) untersuchte in einer viel beachteten Studie den Effekt einer gemeinsamen Währung zweier Handelspartner. Er kommt zu dem in späteren Studien von anderen Autoren revidierten und nach unten korrigierten Schluss, dass eine gemeinsame Währung den Handel zwischen zwei Staaten verdreifacht. MCCALLUM (1995) legt in seinem Beitrag den Schwerpunkt auf den hemmenden Effekt von internationalen Grenzen. Er vergleicht den Handel von kanadischen Provinzen untereinander mit dem Handel dieser Provinzen mit US-Bundesstaaten und folgert, dass die Provinzen untereinander etwa 22-mal mehr Handel betreiben als mit den US-Bundesstaaten. Durch die Erkenntnisse von ANDERSON und VAN WINCOOP (2003) wurde dieser Effekt später noch revidiert und nach unten korrigiert (Faktor 16,4). Die Autoren argumentieren, dass herkömmlichen Gravitationsmodellen dem Umstand der multilateralen Resistenz nicht gerecht werden. Mit dem Terminus „multilaterale Resistenz“ ist gemeint, dass der Handel zweier Staaten nicht nur von den bilateralen Variablen der beiden Staaten selber abhängt, sondern auch von deren Position relativ zum Rest der Welt. So dürfte z. B. der Handel zwischen zwei Inseln, die dicht beieinander, aber weit von allen anderen potentiellen Handelspartnern entfernt liegen, höher ausfallen als der Handel zweier Staaten, die inmitten anderer potentieller Handelspartner liegen. Formal folgern ANDERSON und VAN WINCOOP (2003)

$$(3)\ PX_{ij} = \frac{BIP_i BIP_j}{BIP_w} \left(\frac{t_{ij}}{P_i P_j}\right)^{1-\sigma},$$

mit σ als Substitutionselastizität, welche als größer Eins angenommen werden kann (ANDERSON und VAN WINCOOP, 2004), BIP_w als weltweites Bruttoinlandsprodukt und t_{ij} als bilaterale Handelskosten. Die multilaterale Resistenz wird durch die Preisindizes P_i und P_j erfasst. Die relativen Preise in den Staaten i und j sind von allen bilateralen Handelsresistenzen abhängig. Ein Problem und ein gegenwertiger Forschungsschwerpunkt stellt die Ermittlung der Preisindizes dar. Diese sind nach Definition von ANDERSON und VAN WINCOOP u.a. eine Funktion der bilateralen Transportkosten, womit sich *Zirkelbezüge* ergeben. Die Preisindizes sind damit nicht direkt beobachtbar. ANDERSON und VAN WINCOOP lösen das Problem, indem sie symmetrische Transportkosten annehmen und ein speziell auf ihre Problematik angepasstes nicht lineares Gleichungssystem schätzen. Während sich einige aktueller Autoren (z. B. BAIER und BERGSTRAND, 2009; RUDOLPH, 2010) bemühen, eine einfache Lösung für die Integration und die Berechnung der Preisterme zu finden, konzentrieren sich andere Autoren eher auf die praktische Anwendung des Gravitationsmodells. Die quantitative Analyse von Paneldaten erfolgt bei diesen praktischen Umsätzen zumeist unter Integration von fixen Effekten, was eine anerkannte Lösung des Problems der multilateralen Resistenz ist (z. B. ANDERSON und VAN WINCOOP, 2003). Hieraus entsteht aber das Problem, dass Einflussgrößen zeitinvarianter Variablen (z. B. Entfernung oder gemeinsame Grenze) nicht direkt ermittelt werden können.

3 Darstellung der Schätzungen und Ergebnisse

3.1 Modellspezifikation und Daten

Um die wichtigsten Determinanten des Außenhandels des deutschen Agrar- und Ernährungssektors zu quantifizieren, wird im Folgenden die Schätzung eines Gravitationsmodells im Länderquerschnitt aller deutscher Handelspartner dargestellt. Wird A_{ij} für die Schätzungen um

eine Vielzahl von Variablen erweitert, so ergibt sich für die bilateralen Exporte Deutschlands mit Handelspartner *j*:

$$(4)\ ln(PX_{Dj}) = \beta_1 ln(BIP_j) + \beta_2 ln(POP_j) + \beta_3 ln(D_{Dj}) + \beta_4 REL_j + \beta_5 SEE_j + \beta_6 GRENZE_j + \beta_7 EU27_j + \beta_8 EURO_j + \beta_8 CFACFP_j + u_{Dj}\ .$$

Da das Modell in einem Länderquerschnitt geschätzt wird, entfällt sowohl das BIP als auch die Bevölkerung der Bundesrepublik als erklärende Variable. POP_j stellt die Bevölkerungszahl im Partnerland *j* dar. D_{Dj} ist die Entfernung in Kilometern zwischen Berlin und der offiziellen Hauptstadt des Partnerlandes. REL_j ist eine Dummy-Variable, die den Wert Eins annimmt, wenn im Partnerland mehr als 40 % der Bevölkerung dem christlichen Glauben angehören und andernfalls Null ist. Aufgrund kultureller Gemeinsamkeiten und daraus resultierendem ähnlichen Produktangebot und ähnlicher Nachfrage wird vermutet, dass mit diesen Staaten überdurchschnittlich viel gehandelt wird. SEE_j ist eine Dummy-Variable, die den Wert Eins annimmt, wenn das Partnerland direkten Meereszugang hat, sodass der Handel mit diesem Partner durch geringere Transportkosten gekennzeichnet ist. $GRENZE_j$, $EU27_j$ und $EURO17_j$ sind Dummy-Variablen, die jeweils den Wert Eins annehmen, wenn das Partnerland eine gemeinsame Grenze mit Deutschland teilt bzw. zum Betrachtungszeitpunkt Mitglied in der EU bzw. in der Eurozone ist. $CFACFP_j$ ist eine Dummy-Variable, die den Wert Eins annimmt, wenn in dem Partnerland der CFA-Franc (zentral- und westafrikanische Staaten) bzw. der CFP-Franc (französische Überseeterritorien im Pazifik) die offizielle Währung ist. CFA- und CFP-Franc waren vor der Euroeinführung in einem festen Verhältnis an den Franc gebunden und sind seit der Euroeinführung fest an den Euro gebunden, wodurch das Währungsrisiko im Handel mit diesen Ländern entfällt. Folglich wird ein erhöhter Handel erwartet.

Für die Betrachtungen muss der Agrar- und Ernährungssektor zunächst über die gehandelten Produkte definiert werden. Als abhängige Variable (Handelsvolumen) wird ein Aggregat der Produktgruppen Nahrungsmittel und lebende Tiere (SITC 0), Getränke und Tabak (SITC 1), Ölsaaten und ölhaltige Früchte (SITC 22) und tierische und pflanzliche Öle, Fette und Wachse (SITC 4) gewählt. Nach dieser Definition hat Deutschland im Durchschnitt der Jahre 2007 bis 2009 jährlich Waren im Wert von 53 Mrd. Euro importiert und im Wert von 45 Mrd. Euro exportiert.

Die Handelsdaten für die Betrachtung stammen von UNCOMTRADE (2011), Wechselkurse sowie Informationen über Währungen und Währungsunionen sind der Datenbank des IWF (2011) entnommen. Daten für die Bevölkerungszahl und das Bruttoinlandsprodukt liegen aus WELTBANK (2011) vor. Die Entfernung wurde mithilfe des Internettools entfernung.org ermittelt. Die Religionsvariable wurde mithilfe des World Factbook der CIA (2011) erstellt. Für alle kontinuierlichen Variablen wurde der Mittelwert aus den Jahren 2007 bis 2009 gebildet. Monetäre Werte sind in Euro angegeben.

3.2 Ergebnisse

Tabelle 1 zeigt eine Zusammenstellung der Regressionsergebnisse. Alle Modelle wurden in doppelt-logarithmischer Form spezifiziert. Die Modelle 1 bis 6 beziehen sich auf den bilateralen Handel (BT), also die Summe aus deutschen Exporten in ein Partnerland und deutschen Importen aus dem Partnerland. Modell 1 zeigt, dass die Variation des bilateralen Außenhandels mit den Standardvariablen des Gravitationsmodells bereits zu 74 % erklärt werden kann. Wirtschaftswachstum und Bevölkerungswachstum in einem Partnerland um ein Prozent führen zu einer Ausdehnung des Handels mit Deutschland um 0,59 bzw. 0,39 %, wohingegen mit einem ein Prozent weiter entfernten Staat (was bei dieser Betrachtung mit einer Erhöhung der Transportkosten um ein Prozent gleichzusetzen ist) 0,86 % weniger Waren ausgetauscht werden.

Tabelle 1: Regressionsergebnisse des Gravitationsmodells [a)]

PX_{Dj}	Lfd. Nr.	c	BIP_j	POP_j	D_{Dj}	REL_j	SEE_j	$GRENZE_j$	CFA CFP_j	EU 27_j	EURO 17_j	EURO 38_j	N	F-Wert	adjust. R^2
BT	1	4,663(*)	0,594***	0,385*	-0,875***								176	164,9***	0.737
		2.800	0.165	0.158	0.147										
BT	2	1,837	0,456***	0,545***	-0,570***	0,672**	0,570(*)	1,122***	-0,993*	0,846**	0,264		176	73,1***	0.788
		2.058	0.136	0.137	0.139	0.219	0.292	0.299	0.482	0.312	0.257				
BT	3	1,746	0,459***	0,542***	-0,561***	0,675**	0,570(*)	1,132***	-0,989*	1,015***			176	82,6***	0.789
		2.031	0.136	0.136	0.136	0.218	0.291	0.306	0.481	0.262					
BT	4	2.773	0,464***	0,543***	-0,700***	0,731***	0,616*	1,210***	-1,007*		0,791***		176	81,2***	0,786
		2.122	0.137	0.138	0.130	0.217	0.292	0.295	0.485		0.225				
BT	5	2,153	0,472***	0,545***	-0,652***	0,731**	0,573(*)	1,302***	-0,990*			0,650**	176	80,6***	0.785
		2.163	0.138	0.140	0.137	0.220	0.296	0.311	0.485			0.249			
										EU 10_j (kein Euro)					
BT	6	1.837	0,456***	0,545***	-0,570***	0,672**	0,570(*)	1,122***	-0,993*	0,846**	1,110***		176	73,1***	0.788
		2.058	0.136	0.137	0.139	0.219	0.292	0.299	0.482	0.312	0.276				
EX	7	9,966***	0,574**	0,286(*)	-1,495***		0,638*		-0,644(*)	0.279	0,814*		175	123,9***	0.832
		2.550	0.174	0.164	0.149		0.306		0.365	0.289	0.327				
IM	8	-6,578*	0,294*	0,877***	0.075	1,564***		2,368***	-1,595	2,141**	2,072***		172	26,5***	0.544
		2.785	0.136	0.158	0.231	0.467		0.505	1.172	0.658	0.620				
BT	9	6,863***	0,524***	0,159*	-0,488**	0,560**	0.117	0,662*	0.041	0,419(*)	0,941***		176		0.786
		1.654	0.054	0.074	0.158	0.178	0.201	0.264	0.659	0.252	0.198				

[a)] Nr. 1-8: doppellogarithmisches OLS-Modelle, Nr.9: QML-Modell nach SILVA und TENREYRO (2006). Für alle kontinuierlichen Variablen wurden Durchschnitte der Jahre 2007-09 ermittelt. Ausführliche Beschreibung der Variablen im Text. Werte unter den Koeffizienten sind robuste Standardfehler (White Heteroskedastizität-konsistent) bzw. QML Standardfehler (Huber White) bei Nr. 9. (*), *, **, *** kennzeichnet Signifikanz auf dem 90, 95, 99, 99,9 %-Niveau.
Quelle: Eigene Berechnung.

Bei Korrektur um die weiteren Effekte, wie in den folgenden Modellen, verringert sich der Betrag der zuvor beschriebenen Koeffizienten natürlich. Deutliche handelsfördernde Effekte sind zu verzeichnen, sofern die Bevölkerung im Partnerland dem christlichen Glauben angehört. Auch werden mit den Nachbarstaaten deutlich mehr Waren ausgetauscht. Teilt ein Handelspartner eine gemeinsame Grenze mit Deutschland, so wird mit diesem Land drei Mal ($e^{1,1}$=3,00) so viel oder 200 % mehr Handel betrieben. Die Variablen der Eurozone der 17 Eurostaaten und der 27 EU-Staaten sind hoch korreliert, sodass es nicht verwundert, dass sie bei einer gemeinsamen Integration in das Modell (Nr.2) nicht beide signifikant sind. Die Modelle 3 und 4 zeigen, dass mit den Eurostaaten deutlich stärker Handel getrieben wird (Faktor 2,2). Werden aber die EU-Staaten anstelle der Eurostaaten betrachtet, so ist dieser Effekt mit einem Faktor von 2,76 noch bedeutender.

Eine Ausweitung der Eurozone, wie in Modell 5, ergibt ebenfalls signifikante Einflüsse. $EURO38_j$ ist eine alternative Variable zur Erfassung der Auswirkung einer gemeinsamen Währung für einen erweiterten Euroraum. Dieser Gruppe gehören neben den 17 Staaten der Eurozone weitere 21 Staaten an, die entweder den Euro als Zahlungsmittel nutzen (z. B. Bosnien-Herzegowina), oder die ihre Währung entweder in einem festen Austauschverhältnis oder in einem Band an den Euro gekoppelt haben (Wechselkursmechanismus II, z. B. Dänemark, Lettland). Mit den Ländern der erweiterten Eurozone handelt Deutschland etwa 90 % mehr Waren als mit allen anderen Staaten. Wird die Variable $EURO38_j$ etwas reduziert, nämlich um die französischen Überseegebiete, die ebenfalls den Euro nutzen, so ergeben sich deutlich höhere Koeffizienten für diese Variable (nicht in Tabelle 1).

Rätselhaft erscheint zunächst, dass Deutschland mit den Ländern, die den CFA- bzw. CFP-Franc nutzen, deutlich weniger handelt (Faktor 2,7). Es wurde vermutet, dass mit diesen Ländern stärker gehandelt wird, da sie ihre Währung in einem festen Umrechnungskurs an den Euro gebunden haben und somit kein Wechselkursrisiko besteht. Ein Grund für den gegenteiligen Befund mag ebenso simpel wie plausibel sein: Die CFP- und CFA-Staaten sind durch historische Beziehungen als ehemalige Kolonien Frankreichs und auch durch die ehemaligen Bindung ihrer Währung an den französischen Franc vor der Euroeinführung mit ihrem Außenhandel stark auf Frankreich fixiert. Unter dem ausgeprägten Handel mit Frankreich leidet vermutlich der Warenaustausch mit Deutschland. In einer Vielzahl von Studien wurde nachgewiesen, dass zwischen ehemaligen Kolonien und Kolonialherren eine ausgeprägte (Handels-) Beziehung besteht (z. B. ROSE, 2000)[4]. Der Sachverhalt, dass Deutschland mit ehemaligen französischen Kolonien weniger Waren austauscht, ließ sich mit der Einführung einer Dummy-Variablen für die Kolonien in hier nicht dargestellten Schätzungen belegen. Auch der Umstand, dass die Variable der Eurozone 38 nach der Reduzierung um die französischen Überseedepartments höhere Koeffizienten liefert, stärkt die Hypothese.

Im unteren Teil der Tabelle 1 (Modelle 6-8) wurden die EU- und Eurostaaten in einer alternativen Variante erfasst, um einen Unterschied zwischen EU-Staaten mit und ohne Euro zu quantifizieren. $EU10_j$ ist eine Dummy-Variable, die den Wert Eins annimmt, sofern das Partnerland Mitglied der EU ist, den Euro aber zum Zeitpunkt der Betrachtung (noch) nicht eingeführt hat. Mit Eurostaaten werden demnach im Vergleich zu allen anderen Staaten 3,0-mal so viele Güter des Sektors ausgetauscht. Demgegenüber steht ein Faktor von 2,3, der für den Handel mit allen übrigen EU-Ländern gilt. Bei einer dynamischen Betrachtungsweise könnte hieraus abgeleitet werden, dass die Einführung des Euros in einem EU-Land, die Ausdehnung des Handels mit Deutschland um den Faktor 3-2,3 = 0,7 oder um 70 % zur Folge hat.

Besonders interessant erscheint auch die getrennte Betrachtung der deutschen Exporte und Importe, dargestellt in den Modellen 7 und 8. Es ist, nicht zuletzt durch das geringere Be-

[4] An dieser Stelle sei angemerkt, dass die Einführung einer Variablen für Kolonien des Deutschen Reiches sowie für Staaten mit Deutsch als Amtssprache keine signifikanten Ergebnisse ergibt.

stimmtheitsmaß, zu erkennen, dass die Importe deutlich heterogener ausfallen. Wie erwartet wurde, zeigt sich, dass eine Erhöhung des Einkommens des Partnerlandes eine fast doppelt so hohe Auswirkung auf die deutschen Exporte hat. Somit profitiert insbesondere die exportorientierte Ernährungswirtschaft von steigendem Partnerlandeinkommen. Auch zu erwarten, aber dennoch beeindruckend, ist der stark hemmende Effekt der Entfernung bzw. der Transportkosten auf die deutschen Exporte. Die Elastizität liegt mit einem Wert von -1,5 im elastischen Bereich. Dahingegen nimmt die Entfernung keinen signifikanten Einfluss auf die Importe. Dies mag vor allem an den umfangreichen Importen von den einleitend erwähnten Südfrüchten oder auch Sojaprodukten liegen. Diese Früchte gedeihen aufgrund klimatischer Umstände nur in entfernten Regionen, so dass bei produktspezifischerer Betrachtung durchaus ein positives Vorzeichen der Entfernungsvariablen zu erwarten ist. Während deutsche Importe insbesondere aus christlich geprägten Ländern stammen, zeigt sich kein signifikanter Einfluss der religiös-kulturellen Prägung für die Exporte[5]. Der signifikante handelsfördernde Effekt der Seezugangsvariablen findet sich lediglich bei den Exporten wieder. Der bei der aggregierten Betrachtung bereits beobachtete erhöhte Handel mit den Nachbarstaaten ist demgegenüber besonders bei den Importen zu verzeichnen. Aus Nachbarstaaten importiert Deutschland mehr als 10 ($e^{2,368}$=10,7) mal so viele Waren wie aus allen anderen Staaten! Dieser enorme Effekt dürfte zum einen auf den ausgeprägten Handel mit den innerhalb Europas bedeutenden Agrarnationen Frankreich, den Niederlanden und auch Dänemark zurückzuführen sein, aber auch auf den Hafeneffekt (s.u.). Für die deutschen Importe von herausragender Bedeutung sind nicht nur die unmittelbaren Nachbarstaaten, sondern auch alle anderen Euro- und EU-Staaten. Aus diesen Staaten werden im Vergleich zu allen anderen Partnern rund 8-mal so viele Waren importiert. Bei den Importen zeigt sich jedoch im Gegensatz zu der aggregierten Betrachtung und zur Betrachtung der Exporte kein positiver Effekt der Euroeinführung in einem EU-Staat, sondern im Vergleich zu allen EU-Staaten ohne Euro sogar ein etwas geringer Handel. Die Exporte werden zwar stark durch eine zunehmende Entfernung gehemmt, dennoch spielen die Nachbarstaaten keine außergewöhnliche Rolle als Abnehmer deutscher Exporte. Auch führt nur die Mitgliedschaft des Partnerstaats in der EU zu keiner signifikanten Erhöhung deutscher Exporte in dieses Land. Hat ein EU-Staat jedoch den Euro eingeführt, so steigen die deutschen Exporte in dieses Land um 126 %.

Für weitere Sensitivitätsanalysen wurde das Gravitationsmodell in dem Ansatz von SILVA und TENREYRO (2006) sowie in einer Panelanalyse betrachtet. SILVA und TENREYRO schlagen die Nutzung von Quasi-Maximum-Likelihood Schätzern vor, um beim Vorliegen von Heteroskedastizität -was in OLS-Schätzungen von log-linearisierten Gravitationsmodellen häufig der Fall ist- konsistente Ergebnisse zu liefern. Werden die Modelle 6 bis 8 mit der QML-Methode geschätzt, ergeben sich etwas differenzierte Ergebnisse. Der Koeffizient des BIPs des Partnerlandes steigt beim bilateralen Handel auf 0,52 (Modell 9) und sinkt nicht, wie es SILVA und TENREYRO beobachtet haben. Der negative Einfluss der Entfernung reduziert sich auf eine Elastizität von -0,49. Auffällige Unterschiede ergeben sich bei der Nachbarlands-Dummyvariablen und bei der Bevölkerungsvariablen. Sie reduzieren sich z.T. deutlich. Der Handel mit EU-Staaten ohne Euro ist bei dieser Betrachtung um 52 % erhöht, der Handel mit Euro-Staaten liegt sogar um 156 % höher, sodass von einer Verdoppelung des Handels mit Euro-Staaten gesprochen werden kann. Die Exporte in Euro-Staaten sind ebenso wie bei der OLS-Schätzung um rund 120 % höher (nicht in der Tabelle). Anders als in Modell 8 wird bei der QML-Schätzung keine signifikante Ausdehnung der Importe aus nicht Euro-Staat nachgewiesen, jedoch eine Ausweitung der Importe aus Euro-Staaten um rund 190 %.

[5] Produktspezifischere, hier nicht dargestellte Betrachtungen haben gezeigt, dass dies nicht für alle Warengruppen gilt. So ist der Handel mit Wein und Bier als ein einsichtiges Beispiel für geringeren Handel mit muslimisch geprägten Staaten zu nennen.

Erste Ergebnisse aus der Betrachtung des Modells in einer Panelanalyse mit Daten von 1962 bis 2010 in einer Spezifizierung mit länderpaar-fixen und jahresspezifischen fixen Effekten lassen durchgehend signifikante Erhöhungen des Handels mit EU- und Eurostaaten erkennen. Mit EU-Staaten werden demnach 62 % mehr Waren ausgetauscht mit Eurostaaten sogar 126 %, sodass die Euroeinführung in einem Staat eine Erhöhung des Außenhandels mit Deutschland von zusätzlichen 64 % zur Folge haben. Bei den deutschen Exporten ist der Effekt der gemeinsamen Währung mit 106 % deutlich größer als bei den Importen (40 %).

3.3 Wechselkursrisiko als Determinante des Außenhandels

In einem weiteren Schritt wird (4) unter Einbezug einer Variable für Währungsrisiko geschätzt. „Unter Währungsrisiko im engeren Sinn versteht man das Wechselkursrisiko, das durch die Unsicherheit über Richtung und Ausmaß der zeitlichen Veränderung des Austauschverhältnisses zwischen der inländischen und der ausländischen Währung besteht" (RÜBEL, 2005: 60). Beim Warenaustausch zwischen zwei Staaten mit einer gemeinsamen Währung entfällt das Wechselkursrisiko, wodurch ein handelsfördernder Effekt einer Währungsunion erreicht werden kann. Somit stellt die Erfassung des Wechselkursrisikos eine weitere Möglichkeit dar, um die Folgen der europäischen Marktintegration und der Schaffung der gemeinsamen Währung zu erfassen. Unter der Annahme risikoaverser Markteilnehmer sollte das Wechselkursrisiko hemmenden Einfluss auf den Außenhandel nehmen. ETHIER (1973), CLARK (1973) und HOOPER und KOHLHAGEN (1978) leiten dies unter einer Vielzahl von Annahmen theoretisch ab. Es gibt jedoch in der Literatur sowohl theoretische Überlegungen als auch eine Reihe empirischer Befunde, die neutrale oder sogar positive (handelsfördernde) Einflüsse von Wechselkursvolatilitäten feststellen (z. B. DE GRAUWE, 1988). CLARK (1973) argumentiert zudem, dass Risikoaversion bei den Händlern zwar den Handel bei unsicherer Wechselkursentwicklung mindern kann, diese Einschränkung aber durch effiziente Devisenterminmärkte reduziert werden kann. Zudem hängt das bestehende Risiko von der internationalen Ausrichtung der Unternehmen auf Produkt- und Faktormärkten ab, sodass nicht *a priori* von einem negativen Vorzeichen für die Variable des Wechselkursrisikos ausgegangen werden kann. Es gibt jedoch einige Studien, die insbesondere im Agrarsektor einen signifikant negativen Einfluss feststellen und auch ermitteln, dass der Agraraußenhandel durch Wechselkursschwankungen im Vergleich zu anderen Sektoren besonders stark betroffen wird (z. B. CHO et al., 2002; KANDILOV, 2008). Als Gründe hierfür werden die offene Ausrichtung des Sektors auf die Weltmärkte oder auch die verhältnismäßig lange Vertragslaufzeiten angeführt.

In der Literatur wird die Erfassung des Wechselkursrisikos viel diskutiert (z. B. BINI-SMAGHI, 1991). Als eine Proxyvariable zur Darstellung des Wechselkursrisikos wird häufig die Volatilität des Wechselkurses herangezogen. Es liegen eine Vielzahl von Möglichkeiten vor, um die Wechselkursvolatilität zu ermitteln[6]. Die Messmethoden reichen von einfachen, auf der Standardabweichung beruhenden Berechnungen bis hin zu GARCH-Ansätzen (letztere z. B. bei BAILLIE und BOLLERSLEV, 1989). Um ein eher kurzfristiges Wechselkursrisiko zu erfassen, wird häufig die Standardabweichung der monatlichen Wechselkurse innerhalb des betrachteten Jahres ermittelt:

$$(5)\quad VAwp_{Dj} = \sqrt{\frac{1}{12-1}\left[\sum_{i=1}^{12}\left(ER_{Dj}-\overline{ER}_{Dj}\right)^2\right]},$$

mit $VAwp_{Dj}$ als Variabilität/Standardabweichung des bilateralen Wechselkurses der Landeswährungen Deutschlands und des Partnerlandes j innerhalb des betrachteten Jahres (within-period, *wp*). *ER* ist der bilaterale Wechselkurs. i steht für die Subperioden innerhalb des betrachteten Jahres (hier: Monate). Eine weitere Möglichkeit, das Wechselkursrisiko zu messen,

[6] Für einen Überblick zur Theorie der Wechselkursvolatilitäten und zur Messung siehe BAHMANI-OSKOOEE und HEGERTY (2007), ĆORIĆ und PUGH (2010) oder CLARK et al. (2004).

besteht darin, (5) nicht mit den absoluten Werten, sondern mit Änderungsraten (erste Differenzen der logarithmierten Wechselkurse) zu ermitteln. Hieraus ergibt sich die Variable $VAwpROC_{Dj}$ (rate of change).

Die in der Literatur am weitesten verbreitete Methode ist die Berechnung der Standardabweichung der ersten Differenzen der logarithmierten Werte. Diese Methode hat den Vorteil, dass keine Volatilität nachgewiesen wird, sofern der Wechselkurs einem konstanten Trend folgt (Stationarität). Eine Möglichkeit um ein eher langfristiges Wechselkursrisiko zu ermitteln besteht darin, die Standardabweichung nicht innerhalb des betrachteten Jahres zu berechnen, sondern aus den 5 oder auch 10 dem Betrachtungsjahr vorangehenden Jahren:

$$(6)\ VA5_{Dj;T} = \sqrt{\frac{1}{n}\left[\sum_{l=1}^{n}\left(x_{Dj;t-1-l} - \bar{x}_{Dj;t-1}\right)^2\right]},$$

dabei ist $x_{D,j;t}$ die erste Differenz der logarithmierten Wechselkurse [$ln\ (ER_{D,j;\ t}) - ln\ (ER_{D,j;\ t-1})$]. n stellt die betrachtete Periode (5 oder 10 Jahre), die dem Betrachtungsjahr vorausgeht, dar. Bei einer mittelfristigen Wechselkursvolatilität gilt n = 60 (5 Jahre * 12 Monate). Bei einer langfristigen Betrachtung (aus *VA5* wird *VA10*) gilt n = 120.

Eine Frage bei der Integration der Wechselkursvolatilitätsvariablen ist, wie mit der Dummy-Variablen der gemeinsamen Währung vorgegangen wird. Eine gemeinsame Währung ist äquivalent mit einer Wechselkursvolatilität von Null, womit ein Ausschluss der Variable begründet werden kann. Dieser Weg wird in der ökonometrischen Literatur häufig gewählt, zumal eine zeitinvariante Variable, wie eine gemeinsame Währung, in Fixed-Effects-Ansätzen entfällt (z. B in DELL'ARICCIA, 1999; KANDILOV, 2008). Andererseits kann argumentiert werden, dass eine gemeinsame Währung eine stärkere Bindung zwischen zwei Handelspartnern verursacht als es lediglich durch die Reduktion der Volatilität auf Null erfolgt. Demnach hat eine Währungsunion weitreichendere positive Effekte zur Folge als nur die Eliminierung des Wechselkursrisikos (z. B. bei ROSE, 2000). Vor dem Hintergrund dieser Argumentation bleibt die Variable der gemeinsamen Währung in der Schätzung enthalten[7].

Tabelle 2 zeigt einen Ausschnitt der Ergebnisse der Schätzungen unter Berücksichtigung der Wechselkursvolatilität. Dargestellt sind nur die Koeffizienten der vier alternativen Variablen des Wechselkursrisikos. Vollständige Ergebnisse liegen bei DREYER (2012) vor. Ist eine Variable der Wechselkursvolatilität signifikant, so steigt der Erklärungsgehalt des Modells um zwei bis drei Prozentpunkte an. Von den 16 Schätzungen weist nur die Schätzung mit Nettoexporten (NEX) als abhängige Variable und der langfristigen Wechselkursvolatilität als exogene Variable einen signifikant negativen Einfluss auf. Alle anderen signifikanten Ergebnisse lassen überaschenderweise einen handelsfördernden Effekt der Wechselkursvolatilität erkennen.

[7] Viel diskutiert wird die Frage, ob die Volatilität anhand von realen oder nominalen Wechselkursen ermittelt wird. Volatilitäten realer Wechselkurse beinhalten auch die Volatilitäten der Preisniveaus in den betrachteten Ländern. In der Proxy-Variablen sind dann nicht nur durch Wechselkursschwankung entstehende Risiken enthalten, sondern auch zusätzliche, durch Preisniveauschwankungen entstehende Risiken (BINI-SMAGHI, 1991). Die Unterschiede zwischen den nominalen und realen Wechselkursen dürften nicht besonders hoch sein, da sich die Preise zumindest in relativ stabilen Staaten wie Deutschland nur sehr langsam ändern. Lediglich in Entwicklungsländern mit hohen Inflationsraten dürfte die Frage nach der Wahl des Wechselkurses daher von großer Relevanz sein (CLARK et al., 2004). Bei der Durchführung der Schätzungen im Rahmen dieses Beitrages zeigte sich, dass realer und nominaler Wechselkurs stark korreliert sind, sodass auf die Darstellung der Ergebnisse mit realen Kursen verzichtet wird. MCKENZIE und BROOKS (1997) und DELL`ARICCIA (1999) machen ähnliche Feststellungen.

Tabelle 2: Koeffizienten der Variablen des Wechselkursrisikos[a)]

PX_{Dj}	$\ln(VAwp)_{Dj}$	$VAwpROC_{Dj}$	$VA5_{Dj}$	$VA10_{Dj}$
BEX	0,075	16,98(*)	5,126***	3,104
	0,052	9,363	0,720	2,494
EX	0,072	16,28*	6,430***	4,277
	0,056	6,364	0,546	3,276
IM	0,066	12,66	4,034**	1,724
	0,077	24,61	1,359	2,417
NEX	-0,050	7,584	-5,334	-2,598***
	0,052	10,320	9,753	0,626

[a)] Ergebnisse aus 16 getrennten Schätzungen. Zur Erläuterung siehe auch Tabelle 1.
Quelle: Eigene Berechnung.

Neben der $VAwpROC_{Dj}$–Variable liefert vor allem der Koeffizient der $VA5_{Dj}$–Variable signifikante Ergebnisse. Die Koeffizienten dieser Variable sind wie folgt zu interpretieren: Der Mittelwert der *VA5*-Voaltilität beträgt 0,02. Eine Reduzierung der Volatilität auf Null hätte damit ein Absinken der gehandelten Menge um 0,02*5,126 = 0,103 oder 10,3 % zur Folge. Das Produkt stellt gleichzeitig die Elastizität des Handels in Bezug auf die Wechselkursvolatilität dar (vgl. KANDILOV, 2008: 1034). Werden die Exporte und Importe getrennt betrachtet, so zeigt sich ein höherer Effekt bei den Exporten (12,9 %) und ein niedrigerer Effekt bei den Importen (8,1 %).

4 Schlussbetrachtung

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass das geschätzte Gravitationsmodell die Variation im Außenhandel erfolgreich erklären kann. Es konnte gezeigt werden, dass deutsche Exporteure stark von einem Anstieg des Einkommens in Partnerländern profitieren. Zudem wird in Eurostaaten deutlich mehr Ware exportiert, sodass besonders die Exporteure von der europäischen Marktintegration profitiert haben. Gleichzeitig werden die Exporte besonders stark durch steigende Transportkosten gehemmt. Der nicht eindeutige und z. T. positive Effekt des Wechselkursrisikos stehen im Gegensatz zu der Mehrzahl anderer Studien, die insbesondere im Agrarsektor einen signifikant negativen Einfluss feststellen (z. B. CHO et al., 2002; KANDILOV, 2008). KANDILOV stellt aber gleichzeitig fest, dass die Wechselkursvolatilität besonders bei entwickelten Ländern nur geringfügigen Einfluss nimmt. Ein Grund hierfür ist sicherlich der in Industrienationen bessere Zugang zu Devisenterminmärkten und die damit mögliche Absicherung des Risikos. Dass alleine die Reduzierung des Wechselkursrisikos durch eine Bindung der Partnerlandswährung an den Euro keine handelsfördernden Effekt im deutschen Außenhandel mit sich bringt, zeigt auch die Tatsache, dass mit Staaten, die den an den Euro gekoppelten CFA- bzw. CFP-Franc nutzen, signifikant weniger Waren ausgetauscht werden. Die Euroeinführung stellt dennoch einen nicht zu vernachlässigenden Effekt bei der Erklärung des Außenhandels dar. Die Ergebnisse bezüglich der (erweiterten) Eurozone und der Wechselkursvolatilität lassen aber darauf schließen, dass der handelsfördernde Effekt einer gemeinsamen Währung nicht etwa auf die Eliminierung des Wechselkursrisikos zurückzuführen ist, sondern vielmehr auf eine Reihe weiterer Faktoren, die eine Währungsintegration mit sich bringt. Dies können etwa Euroraum-umfassende Foren und Institutionen aber auch der Wegfall von Transaktionskosten und eine erhöhte Preistransparenz sein.

Um die Ergebnisse zu bestätigen, ist die Ausweitung der Untersuchung auf Daten in Panel-Struktur erforderlich. Dabei ist die Erfassung der multilateralen Resistenz im Sinne von ANDERSON und VAN WINCOOP (2003) z. B. durch die Integration von fixen Effekten notwendig. Für weitere Betrachtungen ist es wünschenswert, um Transiteffekte (Hafeneffekte) zu korrigieren. So dürfte z. B. der Warenaustausch mit den deutschen Nachbarstaaten auf die bedeu-

tenden Hochseehäfen an der Nordsee- und Atlantikküste zurückzuführen sein. Statistisch werden viele Waren, die zwar für den deutschen Markt bestimmt sind, aber z. B. in Rotterdam gelöscht werden, als niederländische Importe aus dem Ursprungsland (z. B. Vietnam) angesehen. Schließlich werden diese Produkte als niederländische Reexporte von Deutschland importiert. Dies führt zu einer bedeutenden Ausweitung und Überschätzung des Handels mit den Niederlanden und somit zu einer Überschätzung des Nachbarlandeffekts. Gleichzeitig wird der deutsche Handel mit dem Ursprungsland der Ware (Vietnam) unterschätzt. Weitere Variable für Handelskosten (z. B. tarifäre und nicht-tarifäre Handelshemmnisse) sind in den folgenden Betrachtungen zu berücksichtigen. Dies scheint besonders vor dem Hintergrund der Ergebnisse von ANDERSON und VAN WINCOOP (2004) notwendig. Die Autoren ermitteln einen Preisanstieg durch Handelskosten in Höhe von 170 %. Hiervon sind jedoch nur 21 % auf Transportkosten zurückzuführen.

Literatur

ANDERSON, J.E. (1979): A Theoretical Foundation for the Gravity Equation. In: The American Economic Review 93 (1): 106-116.

ANDERSON, J.E. und E. VAN WINCOOP (2003): Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. In: The American Economic Review 69 (1): 170-192.

ANDERSON, J.E. und E. VAN WINCOOP (2004): Trade Costs. In: Journal of Economic Literature 42 (3): 691-751.

BAHMANI-OSKOOEE, M. und S.W. HEGERTY (2007): Exchange Rate Volatility and Trade Flows: A Review Article. In: Journal of Economic Studies 34 (3): 211-255.

BAIER, S.L. und J.H. BERGSTRAND (2009): Bonus Vetus OLS: A Simple Method for Approximating International Trade-Cost Effects Using the Gravity Equation. In: Journal of International Economics 77 (1): 77-85.

BAILLIE, R. und T. BOLLERSLEV (1989): The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional Variance Tale. In: Journal of Business & Economic Statistics 7 (3): 297-305.

VAN BERGEIJK, P.A.G. und S. BRAKMAN (2010): Introduction: The Comeback of The Gravity Model, Advances and Applications. In: VAN BERGEIJK, P.A.G. und S. BRAKMAN (Hrsg.): The Gravity Model in International Trade. Cambridge University Press, Cambridge: 1-26.

BERGSTRAND, J.H. (1985): The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence. In: The Review of Economics and Statistics 67 (3): 474-481.

BERGSTRAND, J.H. (1989): The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor-Proportions Theory in International Trade. In: The Review of Economics and Statistics 71 (1): 143-153.

BERGSTRAND, J.H. (1990): The Heckscher-Ohlin-Samuelson Model, The Linder Hypothesis and the Determinants of Bilateral Intra-Industry Trade. In: The Economic Journal 100 (403): 1216-1229.

BINI-SMAGHI, L. (1991): Exchange Rate Variability and Trade: Why Is It So Difficult to Find Any Empirical Relationship? In: Applied Economics 23 (5): 927-936.

BVE (BUNDESVERBAND DER DEUTSCHEN ERNÄHRUNGSINDUSTRIE) (2011): Die Ernährungsindustrie in Zahlen. In: http://www.bve-online.de/markt_und_statistik/tabellen_grafiken/aussenhandel/. Abruf: 07.02.2012.

CIA (CENTRAL INTELLIGENCE AGENCY) (2011): World Factbook 2011. In: https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/. Abruf: 27.10.211.

CHO, G., I.M. SHELDON und S. MCCORRISTON (2002): Exchange Rate Uncertainty and Agricultural Trade. In: American Journal of Agricultural Economics 84 (4): 931-942.

CLARK, P.B. (1973): Uncertainty, Exchange Risk, and the Level of International Trade. In: Western Economic Journal 11 (3): 302-313.

CLARK, P.G., N. TAMIRISA und S.-J. WEI, (2004): A New Look at Exchange Rate Volatility and Trade Flows. International Monetary Fund Occasional Paper, Nr. 235.

ĆORIĆ, B. und G. PUGH (2010): The Effects of Exchange Rate Variability on International Trade: a Meta-Regression Analysis. In: Applied Economics 42 (20): 2631-2644.

DEARDORFF, A.V. (1998): Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World? In: FRANKEL, J.A. (Hrsg.): The Regionalization of the World Economy. University of Chicago Press, Chicago, London: 7-32.

DE GRAUWE, P. (1988): Exchange Rate Variability and the Slowdown in Growth of International Trade. In: International Monetary Fund Staff Papers 35 (1): 63-84.

DELL'ARICCIA, G. (1999): Exchange Rate Fluctuations and Trade Flows: Evidence from the European Union. In: International Monetary Fund Staff Papers 46 (3): 315-334.

DISIDIER, A.-C. und K. HEAD (2008):The Puzzling Persistence of the Distance Effect on Bilateral Trade. In: The Review of Economics and Statistics 90 (1): 37-48.

DREYER, H. (2012): Die Determinanten des Außenhandels der deutschen Agrar- und Ernährungsindustrie. Arbeitsbericht aus dem Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Justus-Liebig-Universität Giessen, Nr.55.

ETHIER, W. (1973): International Trade and the Forward Exchange Market. In: The American Economic Review 63 (3): 494-503.

HELPMAN, E. (1987): Imperfect Competition and International Trade: Evidence from Fourteen Industrial Countries. In: Journal of the Japanese and International Economics 1 (1): 62-81.

IWF (INTERNATIONALER WÄHRUNGSFONDS) (2011): International Financial Statistics. In: http://elibrary-data.imf.org/. Abruf: 05.11.2011.

KANDILOV, I.T. (2008): The Effects of Exchange Rate Volatility on Agricultural Trade. In: American Journal of Agricultural Economics 90 (4): 1028-1043.

KRAMB, M.C. (2009): Sanitäre und Phytosanitäre Handelsbeschränkungen unter dem Einfluss des WTO-Abkommens. Ein Gravitationsansatz unter Besonderer Berücksichtigung des EU-Rindfleischsektors. In: Zentrum für Internationale Entwicklungs- und Umweltforschung (Hrsg.): Schriften zur Internationalen Entwicklungs- und Umweltforschung. Band 25. Peter Lang GmbH, Frankfurt a.M. u.a..

HOOPER, P. und S.W. KOHLHAGEN (1978): The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade. In: Journal of International Economics 8 (4): 483-511.

LEAMER, E.E. und R.M. STERN (1970): Quantitativ International Economics. Allyn and Bacon, Boston.

MCCALLUM, J. (1995): National Borders Matter: Canada–U.S. Regional Trade Patterns. In: American Economic Review 85 (3): 615-623.

MCKENZIE, M.D. und R.D. BROOKS (1997): The Impact of Exchange Rate Volatility on German-US Trade Flows. In: Journal of International Financial Markets, Institutions and Money 7 (1): 73-87.

ROSE, A.K. (2000): One Money, One Market: The Effect of Common Currencies on Trade. In: Economic Policy 15 (30): 7-45.

RÜBEL, G. (2005): Grundlagen der Monetären Außenwirtschaft. Oldenbourg Wissenschaftsverlag GmbH, München.

RUDOLPH, S. (2010): Computing Multilateral Resistances of Trading Countries. FREIT Working Paper Nr. 137, Forum for Research in Empirical International Trade, Dresden.

SILVA, J.M.C.S. und S. TENREYRO (2006): The Log of Gravity. In: The Review of Economics and Statistics 88 (4): 641-658.

TINBERGEN, J. (1962): Shaping the World Economy. Suggestions for an International Economic Policy. Twentieth Century Fund, New York.

UNCOMTRADE (2011): United Nations Commodity Trade Statistics Database. In: http://comtrade.un.org/db/. Abruf: 09.11.2011.

WELTBANK (2011): World dataBank. In: http://databank.worldbank.org/. Abruf: 03.11.2011.