

Alecke, Björn

Article

Das Handelsvolumen der ostdeutschen Bundesländer mit Polen und Tschechien im Zuge der EU-Erweiterung: Ergebnisse auf Basis eines Gravitationsmodells

Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Alecke, Björn (2003) : Das Handelsvolumen der ostdeutschen Bundesländer mit Polen und Tschechien im Zuge der EU-Erweiterung: Ergebnisse auf Basis eines Gravitationsmodells, Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, ISSN 1861-1559, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 72, Iss. 4, pp. 565-578,
<https://doi.org/10.3790/vjh.72.4.565>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/99317>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Das Handelsvolumen der ostdeutschen Bundesländer mit Polen und Tschechien im Zuge der EU-Osterweiterung: Ergebnisse auf Basis eines Gravitationsmodells*

Von Björn Alecke**, Timo Mitze** und Gerhard Untiedt**

Zusammenfassung: Die ostdeutschen Bundesländer könnten aufgrund ihrer geographischen Standortgunst zu den Gewinnern der EU-Osterweiterung zählen und von einer weiteren Intensivierung des Ost-West-Handels überproportional profitieren. Um die Folgen eines erweiterten europäischen Binnenmarkts für die deutschen Regionen empirisch abzuschätzen, wird in diesem Beitrag ein Gravitationsmodell zu den Handelsvolumina der deutschen Bundesländer mit Polen und Tschechien von 1991 bis 2002 geschätzt. Die Ergebnisse bestätigen die vom Gravitationsansatz postulierten Zusammenhänge, dass eine Zunahme im Pro-Kopf-Einkommen auch zu einer Zunahme der Handelsströme führt und sich mit steigender geographischer Distanz das Handelsvolumen reduziert. Dies zeigt, dass die ostdeutschen Länder stärker von einer Handelsintensivierung profitieren als die westdeutschen, wenn sich der Einkommens-Konvergenzprozess der beiden Nachbarländer Polen und Tschechien weiter fortsetzt. Allerdings scheinen die neuen Länder in der Vergangenheit nicht nur einen Vorsprung im Handel mit den ehemaligen RGW-Partnern verspielt zu haben, sondern tendenziell ihr Handelspotential, das ihnen aufgrund ihrer Größe, Wirtschaftskraft und räumlichen Nähe zukommen sollte, nicht vollständig auszuschöpfen.

Summary: Due to their geographic proximity East German states may benefit excessively from the expansion of intra European East-West trade, which is likely to be initiated by the EU eastwards enlargement. In order to explore more in depth the implications of the EU-Enlargement on the German states, we apply the so called gravity approach to model the trading performance of the German states with Poland and the Czech Republic between 1991 and 2002. Our results confirm the gravity model's postulates that an increase in the trading partners' per-capita income enhances the volume of trade, while increasing geographic distance reduces the trade volume gradually. This shows that East German states can profit above average compared to their Western counterparts from trade intensification, if the convergence process of Germany's eastern trading partners further continues. However, our results also indicate the general tendency that the unique advantage of East German states in trade with their former COMECON partners seems to diminish gradually over time and that they may not be able to fully exploit their trade potential, as could be expected from their economic size and geographic advantage.

1 Einleitung

Mit der bevorstehenden Aufnahme der zehn mittel- und osteuropäischen Länder (MOEL) in den Kreis der Europäischen Union rücken die ostdeutschen Regionen in das geographische Zentrum des erweiterten Binnenmarkts. Dies könnte den neuen Ländern die Möglich-

* Wir danken Thomas Bittner und Bernd Janson sowie einem anonymen Gutachter für wertvolle Hinweise und Anregungen.

** Gesellschaft für Finanz- und Regionalanalysen (GEFRA), Ludgeristr. 56, 48143 Münster, Ansprechpartner: Gerhard Untiedt, E-Mail: gerhard.untiedt@gefra-muenster.de

keit eröffnen, genau jene Absatz- und Bezugsmärkte in den ehemaligen Partnerländern des RGW verstärkt „wiederzugewinnen“, die nach der deutschen Wirtschafts- und Währungsunion abrupt wegbrachen, und dadurch ihren ins Stocken geratenen Konvergenzprozess an das westdeutsche Einkommensniveau zu beschleunigen. Empirische Studien auf Basis von Gravitationsmodellen stützten diese Erwartung. Derartige Ansätze bauen auf der Hypothese auf, dass die räumliche Nähe zwischen Handelspartnern neben ihrer Größe und Wirtschaftskraft eine Schlüsselgröße zur Erklärung des Handelsvolumens darstellt, und vorliegende Schätzungen zeigen, dass sich Variablen wie die geographische Distanz oder eine gemeinsame Außengrenze als äußerst signifikant erweisen.¹

Ein Nachteil der bisherigen Studien ist allerdings, dass sie als Untersuchungsebene nationale Volkswirtschaften haben und regionale Aspekte keine Berücksichtigung finden.² Ob die ostdeutschen Länder tatsächlich aufgrund ihrer räumlichen Nähe zu den MOEL stärker von einer zukünftigen Ausdehnung des Handels profitieren werden als die westdeutschen, lässt sich nur unzureichend mit „klassischen“ Gravitationsansätzen prognostizieren, die den Einfluss von Variablen wie der geographischen Distanz oder dem Vorliegen einer gemeinsamen Außengrenze auf der Ebene von Nationalstaaten überprüfen (vgl. Head und Mayer 2002). Gegenstand dieses Beitrags ist die Schätzung eines Gravitationsmodells auf Basis von Daten zu den Handelsvolumina der deutschen Bundesländer mit Polen und Tschechien im Zeitraum 1991 bis 2002. Der Vorteil der Verwendung regionaler Daten liegt darin, dass für die Bundesländer im Handel mit diesen beiden Handelspartnern Deutschlands die gleichen institutionellen Rahmenbedingungen (Sprache, Kultur, Gesetzgebung etc.) bestehen und somit der Einfluss der räumlichen Nähe weitgehend unverzerrt getestet werden kann.

Dieser Beitrag gliedert sich wie folgt: Im 2. Abschnitt werden zunächst einige Überlegungen über die zukünftige Entwicklung des Handels mit den MOEL nach einer EU-Osterweiterung diskutiert. Abschnitt 3 skizziert das empirische Modell des Gravitationsansatzes, bevor im 4. Abschnitt die Ergebnisse der Schätzung präsentiert werden. Der letzte Abschnitt fasst die wesentlichen Erkenntnisse zusammen.

2 Entwicklung und Potentiale des Außenhandels

Bereits unmittelbar vor und nach Öffnung der ehemaligen mittel- und osteuropäischen Staatshandelsländer wurden von der EU mit der Aufnahme eines Teils der MOEL in ihr Allgemeines Präferenzsystem (APS) weitgehende Schritte zur Liberalisierung des Ost-West-Handels unternommen (vgl. Weise et al. 1997, Brücker et al. 2000). Darauf aufbauend

¹ Die Bedeutung der räumlichen Nähe spiegelt sich auch in den Ergebnissen der so genannten Computable General Equilibrium (CGE)-Modelle wider, die zur Quantifizierung der Wohlfahrtswirkungen der EU-Erweiterung auf die bisherigen Mitgliedsländer in der Integrationsforschung verwendet werden. In den verschiedenen Untersuchungen zeigt sich, dass die Wohlfahrtsgewinne umso größer ausfallen, je höher die Handelsanteile der Länder bzw. Regionen mit den MOEL sind. Somit sollten die Nachbarländer Deutschland und Österreich den größten Wohlfahrtsgewinn aus der Erweiterung ziehen. Dieses Resultat lässt sich für die regionale Verteilung innerhalb der Mitgliedsländer verallgemeinern, wenn man die wenigen Untersuchungen heranzieht, die die Wohlfahrtswirkungen einer EU-Osterweiterung auf Regionen unterhalb der nationalen Ebene untersuchen. In Anlehnung an den Gravitationsansatz wird in diesen Modellen die Standortkomponente so definiert, dass mit zunehmender räumlicher Nähe höhere Export- und Importanteile an der Wertschöpfung in den Regionen entstehen. Vgl. für einen Überblick Alecke und Untiedt (2001).

² Eine Ausnahme stellt die Untersuchung von Alecke und Untiedt (2001) über den Außenhandel der deutschen Bundesländer mit Polen und Tschechien dar. Dieser Beitrag greift die dort verwendete Methodik auf und erweitert den dort vorgestellten Ansatz.

wurde im Zuge von bilateralen Verhandlungen seit 1991 mit den so genannten Europa-Abkommen, die bis zum Jahr 2002 die Errichtung einer Freihandelszone für industrielle Güter zwischen der EU und den MOEL vorsahen, der Liberalisierungsprozess stufenweise ausgedehnt und sein zeitlicher Verlauf vertraglich fixiert. Vor diesem Hintergrund lässt sich argumentieren, dass durch den EU-Beitritt Polens und Tschechiens keine wesentliche Änderung des Außenwirtschaftsregimes mehr stattfinden wird.³ Zudem haben sich im Zuge der „Heranführungsstrategie“ an die seit 2002 errichtete Freihandelszone die außenwirtschaftlichen Beziehungen Deutschlands mit Polen und Tschechien bereits spürbar intensiviert.⁴

Gegen die These, die Potentiale im Handel mit den MOEL seien bereits am Vorabend der EU-Osterweiterung ausgeschöpft, lassen sich jedoch zwei Argumente anbringen: Zum Ersten wird ein EU-Beitritt gegenüber dem bisher erreichten Stand die nicht handelspolitisch bedingten Transaktionskosten mit industriellen Gütern senken. Hier ist vor allem auf die allmähliche Übernahme des „*acquis communautaire*“ der EU hinzuweisen, der eine Harmonisierung von Rechtsnormen innerhalb der EU (beispielsweise bezüglich der Standardisierung, Zertifizierung und Haftungsregeln von Produkten) beinhaltet, aber auch auf die Reduktion des Zollabfertigungsaufwands und den Wegfall von Wartezeiten an den Grenzen. Empirische Evidenz für diese Hypothese lässt sich aus zahlreichen Gravitationsstudien ableiten, in denen regelmäßig Dummy-Variablen, die zur Erfassung von Sondereinflüssen im Handel zwischen EU-Ländern dienen, ein signifikant positives Vorzeichen aufweisen. Dies bedeutet, dass auch nach der Kontrolle für die üblichen Determinanten wie Einkommen, Bevölkerung und räumliche Nähe das Handelsvolumen zwischen EU-Ländern höher ist als jenes zwischen EU- und Nicht-EU-Ländern bzw. nur Nicht-EU-Ländern, was mit dem Einfluss des Binnenmarkts erklärt werden kann.

Zum Zweiten legen Überlegungen aus der Wachstumstheorie nahe, dass angesichts der wirtschaftlichen Rückständigkeit der MOEL diese in Zukunft schneller wachsen sollten als die bisherigen EU-Länder. Da Gravitationsstudien die Hypothese bestätigen, dass das Einkommensniveau der Handelspartner eine wichtige Determinante für die Erklärung des Handelsvolumens ist, sollte der Konvergenzprozess der MOEL auch für einen schneller wachsenden Handel mit diesen Ländern im Vergleich zu den „reichen“ bisherigen EU-Ländern sorgen. Hinzu kommt, dass die neuen EU-Mitglieder erhebliche Mittel aus den europäischen Strukturfonds erwarten können, die ihren Wachstumsprozess unterstützen werden. Somit kann auch dann, wenn die EU-Osterweiterung selbst nicht mehr den großen Stimulus für eine weitere Intensivierung des Handels darstellen sollte, auf längere Sicht mit einem Wachstum des deutschen Handelsvolumens mit den mittel- und osteuropäischen Beitrittskandidaten gerechnet werden, das über demjenigen mit den bisherigen EU-Mitgliedsländern liegt.

3 Jüngere Studien, die auf Basis von Gravitationsmodellen Schätzungen der Handelspotentiale zwischen der EU und den MOEL vornehmen, liefern diesbezüglich widersprüchliche Resultate. Die Untersuchungen von Gros und Gonciarz (1996), Breuss und Egger (1999) und Nilsson (2000) lassen zumindest Zweifel an dem ursprünglichen Optimismus aufkommen, der sich noch in den frühen Untersuchungen von Havrylyshyn und Pritchett (1991), Wang und Winters (1992) sowie Hamilton und Winters (1992) findet. Demgegenüber kommen Jakab et al. (2001) zu der Schlussfolgerung, dass zumindest im Handel mit Polen und Tschechien noch erhebliche Potentiale auszumachen sind. Schumacher (1997) zeigt, dass die Ergebnisse der Handelspotentialschätzungen von den betrachteten Ländern und von den im Modell verwendeten Variablen, insbesondere bezogen auf die Projektionen der zukünftigen Einkommenspfade der MOEL, abhängen.

4 Die Handelsbeziehungen mit Polen haben sich in den letzten zwölf Jahren mehr als verdreifacht, mit Tschechien sogar nahezu verfünffacht. Verglichen mit dem bundesweiten Durchschnitt schnitten die ostdeutschen Länder im Handel mit Polen nur leicht, im Handel mit Tschechien deutlich schlechter ab.

3 Das Gravitationsmodell

Zur Erklärung des Handelsvolumens zwischen Volkswirtschaften wird vielfach das von Tinbergen (1962) in die Handelstheorie eingeführte Gravitationsmodell verwendet, nach dem das Handelsvolumen zwischen zwei Ländern grundsätzlich vom potentiellen Angebot des exportierenden Landes, der potentiellen Nachfrage des importierenden Landes und dem „Abstand“ der beiden Länder zueinander bestimmt wird. Sowohl für das potentielle Angebot des exportierenden Landes als auch für die potentielle Nachfrage des importierenden Landes wird angenommen, dass diese positiv von den Einkommensniveaus und negativ von den Bevölkerungsgrößen abhängen. Der positive Einfluss des Einkommens auf das (absolute) Handelsvolumen wird damit begründet, dass mit zunehmenden Einkommen das Angebot und die Nachfrage nach der verfügbaren Zahl an Produkten und Produktvarianten größer werden. Der negative Einfluss der Bevölkerungsgröße wird dadurch erklärt, dass größere Länder Vorteile bei ihrer Selbstversorgung haben, wenn man Skaleneffekte oder eine größere Ausstattung mit natürlichen Ressourcen vermutet, so dass sie weniger auf Handelsbeziehungen mit anderen Ländern angewiesen sind.

Für den Abstand zwischen den Handelspartnern wird unterstellt, dass dieser eine negative Funktion von Transportkosten im weiten Sinne (neben Fracht- und Transportkosten, Wartezeiten durch Grenzkontrollen, tarifäre und nichttarifäre Handelshemmnisse etc.) ist, wobei die Höhe der Transportkosten üblicherweise durch die geographische Distanz zwischen zwei Ländern approximiert wird.⁵ Für die Abstandsvariable wird weiterhin angenommen, diese sei eine positive Funktion von Handelspräferenzen oder „kultureller Nähe“ aufgrund von ähnlichen politischen Gesellschaftssystemen oder Institutionen. Derartige handelsförderliche Faktoren werden häufig durch die Hinzunahme von qualitativen Dummy-Variablen gemessen, die die gemeinsame Mitgliedschaft in Freihandelszonen (EU, EFTA, EEA, NAFTA etc.) oder das Vorhandensein einer gleichen Sprache abbilden. Oftmals wird die geographische Dimension noch durch eine Dummy-Variable, die bei Vorliegen einer gemeinsamen Außengrenze den Wert eins annimmt, erweitert. Diese Variable misst den positiven Einfluss des kleinräumigen grenzüberschreitenden Handels mit über längere Entfernungen nichthandelbaren Gütern.

Unter Berücksichtigung der verschiedenen Einflussgrößen lässt sich die Gravitationsgleichung als Schätzmodell in log-linearer Form wie folgt formulieren:

$$\ln X_{ij} = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i - \beta_2 \ln N_i + \beta_3 \ln Y_j - \beta_4 \ln N_j - \beta_5 \ln DIST_{ij} + \sum_k \gamma_k D_{kij} + \varepsilon_{ij}, \quad (1)$$

mit:

- X_{ij} Handelsvolumen zwischen Land i und Land j
- Y_i, Y_j Einkommensniveau der Länder i und j
- N_i, N_j Bevölkerungsgröße der Länder i und j
- $DIST_{ij}$ Geographische Distanz zwischen beiden Ländern
- D_{kij} Dummy-Variablen zur Kennzeichnung der Zugehörigkeit zu bestimmten Gruppen (z. B. Freihandelszone, gemeinsame Außengrenze, gemeinsame Sprache etc.)

⁵ Die Distanzvariable $DIST_{ij}$ reflektiert die relativen Transportkosten oder andere Handelshindernisse zwischen i und j und ist kein Term, der die durchschnittlichen Handelskosten abbildet. Eine Veränderung der durchschnittlichen Transportkosten wird durch die Regressionskonstante β_0 beschrieben. Bleibt β_0 im Zeitablauf konstant, bleiben die durchschnittlichen Transportkosten im Außenhandel unverändert; vgl. Frankel (1997).

ε_{ij} stellt eine Störgröße mit den üblichen Eigenschaften dar, und β_i sind die Schätzkoeffizienten der erklärenden Variablen. Aufgrund der log-linearen Formulierung können die Koeffizienten als Elastizitäten interpretiert werden, die angeben, wie sich das bilaterale Handelsvolumen zwischen i und j ändert, wenn sich die erklärenden Variablen um 1% erhöhen. Die Parameter γ_k zeigen Niveauverschiebungen durch Sondereinflüsse an, die durch die qualitativen Dummy-Variablen erfasst werden.

Gleichung (1) stellt das Basismodell des Gravitationsansatzes dar, das in der empirischen Außenhandelsforschung breite Anwendung gefunden hat (vgl. Frankel 1997, Junius 1999). Bereits mit einer geringen Zahl an erklärenden Variablen kann ein Großteil der Streuung des Handelsvolumens erklärt werden. Auch bei den zahlreichen Schätzungen zu den Potentialen im Ost-West-Handel im Zuge des Transformationsprozesses der MOEL und ihrer (Re-)Integration in den Handel mit den westlichen Industrieländern wurde von den meisten Autoren die obige Spezifikation des Gravitationsmodells verwendet (vgl. Havrylyshyn und Pritchett 1991, Wang und Winters 1992, Hamilton und Winters 1992, Jakab et al. 2001). Demgegenüber hat Baldwin (1994) in seiner einflussreichen Studie eine einfache Umformung der obigen Spezifikation vorgenommen, indem er anstelle der Einkommensniveaus im exportierenden und importierenden Land ihre jeweiligen Pro-Kopf-Einkommen verwendet:

$$\ln X_{ij} = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{Y_i}{N_i} \right) + (\beta_1 - \beta_2) \ln N_i + \beta_3 \ln \left(\frac{Y_j}{N_j} \right) + (\beta_3 - \beta_4) \ln N_j - \beta_5 \ln DIST_{ij} + \sum_k \gamma_k D_{kij} + \varepsilon_{ij}. \quad (2)$$

Während aus statistischer Sicht die Spezifikationen (1) und (2) identisch sind (vgl. Sanso et al. 1993), führt die Umformulierung zu einer modifizierten Interpretation der Koeffizienten vor den Einkommens- und Bevölkerungsvariablen, die sich näher an den modernen Handelstheorien orientiert. Danach betreiben reichere Länder intensiver Handel als ärmere Länder (gemessen am Pro-Kopf-Einkommen), auch wenn beide Länder ein gleich hohes Gesamteinkommen aufweisen. Der Einfluss der Größe auf das Handelsvolumen wird nun über die Bevölkerungsvariablen gemessen. Junius (1999) hat eine Modellvariante vorgeschlagen, bei der die Koeffizienten der Pro-Kopf-Einkommen und Bevölkerung im exportierenden und importierenden Land als gleich restringiert werden:

$$\ln X_{ij} = \ln \beta_0 + \beta_1 \left(\ln \left(\frac{Y_i}{N_i} \right) + \ln \left(\frac{Y_j}{N_j} \right) \right) + (\beta_1 - \beta_2) (\ln N_i + \ln N_j) - \beta_5 \ln DIST_{ij} + \sum_k \gamma_k D_{kij} + \varepsilon_{ij}. \quad (3)$$

Um eine Vergleichbarkeit mit den bisher vorliegenden Studien zu gewährleisten, werden im Folgenden sowohl die Gleichung (2) als auch (3) bei der Schätzung eines Gravitationsmodells für den Außenhandel aller 16 Bundesländer mit Polen und Tschechien für den Zeitraum 1991 bis 2002 herangezogen. Die zu erklärende Größe ist das reale Handelsvolumen der Bundesländer mit Polen und Tschechien, das sich aus den kumulierten Ex- und Importen einer Periode zusammensetzt.⁶ Erklärende Variablen sind das reale Bruttoinlands-

⁶ Der Gravitationsansatz geht implizit von einer ausgeglichenen Handelsbilanz aus, so dass den Warenströmen immer gleich große „Gegenbuchungen“ entgegenstehen. Unterscheiden sich Ex- und Importe, ist a priori nicht klar, welche Größe zur Abbildung des Handelsvolumens die bessere ist. Daher wird im Allgemeinen zur Messung des Handelsvolumens die Summe aus Ex- und Importen (oder deren Durchschnitt) verwendet (vgl. Feenstra 1998).

produkt pro Kopf, die Bevölkerung in den Bundesländern und in Polen bzw. Tschechien sowie die Distanz zwischen den Volkswirtschaften, die durch die Entfernung zwischen den Landeshauptstädten der Bundesländer und Warschau bzw. Prag approximiert wird.⁷

Zur Berücksichtigung grenzraumspezifischer Aspekte werden zusätzlich Dummy-Variablen in das Modell aufgenommen. Sie sind wie folgt definiert: Erstens wurde eine Variable gebildet, die den Wert eins aufweist, falls ein Bundesland eine gemeinsame Außengrenze mit Polen und/oder Tschechien hat. Sonst ist der Wert der Variablen gleich null. Zweitens wurde eine Variable gebildet, die ebenfalls den Wert eins hat, falls es sich um ein neues Bundesland handelt, um die besonderen Wirtschaftsbeziehungen der früheren DDR zu den ehemaligen Ostblockstaaten Polen und Tschechien zu berücksichtigen. Für alle alten Bundesländer ist diese Variable null. Drittens wurde eine Dummy-Variable aufgenommen, die nur dann einen Wert von eins hat, wenn es sich um ein neues Bundesland mit einer gemeinsamen Außengrenze zu Polen und/oder Tschechien handelt. Signifikant positive (negative) Dummy-Variablen zeigen, dass das tatsächliche Handelsvolumen höher (niedriger) ausfällt als das mit einem Gravitationsmodell geschätzte Handelspotential. Für die Dummy-Variable Außengrenze wird demnach ein positiver Koeffizient erwartet, die Vorzeichen der beiden anderen Dummy-Variablen sind a priori unklar.

Um zu prüfen, inwiefern die sukzessiven Liberalisierungsschritte im Handel zwischen MOEL und EU einen Einfluss auf das Handelsvolumen gehabt haben, werden zusätzlich Zeiteffekte berücksichtigt. Diese messen die Veränderung der Regressionskonstanten im Zeitablauf. Der Abbau von tarifären und nichttarifären Handelshemmnissen bewirkt eine für alle Länder grundsätzlich gleiche Reduktion der handelspolitisch bedingten Transaktionskosten. Unter der Annahme, dass diese Effekte andere länderunspezifische Einflussgrößen wie etwa durch IuK-Innovationen gesunkene Transaktionskosten im Außenhandel oder konjunkturbedingte zyklische Effekte dominieren, kann angenommen werden, dass die Zeiteffekte positiv und tendenziell im Untersuchungszeitraum steigen sollten.

4 Schätzergebnisse

In Tabelle 1 sind die Ergebnisse der Schätzungen für das Handelsvolumen der deutschen Bundesländer mit Polen und Tschechien aufgeführt. Mit den verschiedenen Spezifikationen können 85 % bis 90 % der Variation der Handelsströme erklärt werden. Ähnlich wie bei den bisherigen Studien liefert das Gravitationsmodell somit auch bei Verwendung von regionalen Daten eine gute Beschreibung der bilateralen Handelstätigkeit. Die Standardspezifikation (2a) zeigt, dass die im Modell geschätzten Variablen hochsignifikant sind und die Koeffizienten die erwarteten Vorzeichen aufweisen. Sowohl die Elastizitäten der Bevölkerungsvariablen als auch jene der Pro-Kopf-Einkommen der Handelspartner i und j

Schätzungen nur für die Exporte und Importe lieferten sehr ähnliche Ergebnisse. Aus Platzgründen wird daher auf einen getrennten Ausweis verzichtet, die Schätzergebnisse werden auf Anfrage gerne bereitgestellt. Für die Interpretation der Koeffizienten des Gravitationsmodells ergeben sich durch die Verwendung der Summe aus Exporten und Importen keine Änderungen.

⁷ Eine detaillierte Beschreibung der im Modell verwendeten Daten ist im Anhang aufgeführt. Um die Entfernung zu berechnen, wurden mehrere Ansätze verfolgt und auf Basis statistischer Kriterien beurteilt, welcher Ansatz im Modell verwendet wird. Die Ansätze basieren dabei, neben den Entfernungen zwischen den Landeshauptstädten der Bundesländer und den Hauptstädten Polens und Tschechiens, auch auf der durchschnittlichen Entfernung zwischen den Landeshauptstädten und den drei bevölkerungsreichsten Städten in Polen und Tschechien. Zur Berechnung der jeweiligen Entfernungsvariablen wurden sowohl Koordinaten als auch Straßenkilometer und Fahrzeiten in Stunden berechnet.

Tabelle 1

**Handelsvolumen der Bundesländer mit Polen und Tschechien
1991 bis 2002**

Abhängige Variable (log. Exporte plus Importe)

	(2a)	(3a)	(2b)	(3b)
Konstante	-17,86 (-19,98)	-17,12 (-23,30)	-11,14 (-10,14)	-13,6 (-17,20)
Log (N _i)	1,071 (31,96)		1,051 (39,5)	
Log (Y _i /N _i)	1,374 (10,9)		1,012 (8,832)	
Log (N _j)	1,164 (14,1)		0,733 (7,39)	
Log (Y _j /N _j)	1,21 (11,13)		-0,274 (-1,465)	
Log (N _i) + Log (N _j)		1,082 (34,75)		1,026 (37,98)
Log (Y _i /N _i) + Log (Y _j /N _j)		1,26 (17,5)		0,641 (6,75)
Distanz	-1,004 (-7,74)	-0,864 (-12,20)	-1,002 (-8,236)	-1,039 (-14,78)
Neue Bundesländer	-0,007 (-0,05)	-0,04 (-0,48)	-0,229 (-2,07)	-0,467 (-4,73)
Außergrenze	0,526 (4,65)	0,55 (4,86)	0,568 (9,22)	0,609 (9,26)
Neues Bundesland mit Außergrenze	-0,355 (-2,72)	-0,324 (-2,49)	-0,381 (-4,50)	-0,421 (-4,87)
Zeitdummies			13,837 [0,000]	10,224 [0,000]
R ²	0,859	0,858	0,9	0,891
Adj. R ²	0,856	0,855	0,895	0,886
N	384	384	384	384

Anmerkung: t-Werte in Klammern; kritische Werte (einseitiger Test): 1,645 (5%-Niveau), 2,326 (1%-Niveau). Standardfehler sind Heteroskedastie-konsistent (vgl. White 1980).

Quelle: Eigene Berechnungen.

sind signifikant positiv und weisen dabei Werte von etwas über eins auf. Die Schätzung bestätigt zum einen die nahe liegende Hypothese, dass das absolute Handelsvolumen zwischen zwei Ländern umso höher ist, je größer diese sind. Zum anderen wird die Hypothese bekräftigt, dass eine Zunahme im Pro-Kopf-Einkommen von zwei Volkswirtschaften auch zu einer Zunahme der bilateralen Handelsströme führt. Der Koeffizient der Distanzvariablen ist signifikant negativ und besitzt dabei ebenfalls eine Elastizität von eins, d. h. bei einer Zunahme der geographischen Distanz um 1 % zwischen zwei Ländern nimmt das Handelsvolumen um 1 % ab.⁸ Bundesländer, die weiter entfernt von Polen und Tschechien liegen, haben ceteris paribus geringere Im- und Exporte als grenznahe Länder.

Betrachtet man die Koeffizienten für die Dummy-Variablen in der Spezifikation (2a), ergibt sich folgendes Bild: Die neuen Bundesländer haben im Durchschnitt ein Handelsvolu-

⁸ In den Schätzgleichungen wurden die Fahrzeiten zwischen den Hauptstädten der Bundesländer und Warschau und Prag als signifikanteste Variable getestet. Sie werden im Folgenden als Approximation für die Entfernung zwischen In- und Ausland verwendet.

men mit Polen und Tschechien, wie es ihrer Größe, Wirtschaftskraft und räumlichen Nähe zu den beiden Nachbarländern entspricht. Der Koeffizient (neue Bundesländer) beträgt $-0,007$ und ist statistisch nicht signifikant von null verschieden. Der Dummy für die Grenzländer (Außengrenze) zeigt hingegen, dass Bundesländer mit einer gemeinsamen Außengrenze ein höheres Handelsvolumen als der Durchschnitt aufweisen, der Koeffizient ist mit $0,53$ deutlich positiv. Allerdings wird der Effekt für die neuen Bundesländer mit einer Außengrenze negativ geschätzt, der Koeffizient der Dummy-Variablen (neue Bundesländer und Außengrenze) beträgt $-0,35$ und ist signifikant von null verschieden. Dies deutet darauf hin, dass Bayern stärker als Mecklenburg-Vorpommern, Brandenburg und Sachsen von seiner Grenzlage profitiert. Trotzdem bietet die Grenzlage für Letztere einen Vorteil gegenüber den ostdeutschen Ländern ohne Außengrenze (Sachsen-Anhalt und Thüringen), da der Nettoeffekt, der sich aus der Summe der Koeffizienten der drei Dummy-Variablen zusammensetzt, positiv ausfällt ($-0,0007 + 0,53 - 0,35 = 0,18$).

Die in Schätzgleichung (2a) annähernd identischen Koeffizienten für die Bevölkerung und das Pro-Kopf-Einkommen der Handelspartner i und j legen nahe, das Modell in die im vorigen Abschnitt skizzierte restringierte Fassung des Gravitationsansatzes zu überführen. Die Nullhypothese eines F-Tests, dass die Elastizitäten der Bevölkerungsgröße und Wirtschaftskraft in beiden Ländern gleich sind, kann nicht abgelehnt werden. Die Spezifikation des Gravitationsmodells in der von Junius (1999) vorgeschlagenen Form erweist sich somit als zulässig. Mit Ausnahme der Distanzvariablen, deren Elastizität nun niedriger geschätzt wird, ändern sich die Ergebnisse der restringierten (3a) gegenüber der unrestringierten Schätzung (2a) kaum.

Die Spezifikationen (2b) und (3b) zeigen die Regressionsergebnisse, nachdem Zeiteffekte in das Gravitationsmodell eingeführt wurden.⁹ Ein Vergleich mit den Spezifikationen (2a) und (3a) zeigt, dass dies zum Teil zu leicht geänderten Koeffizientenwerten führt, sich aber nach wie vor für die Bevölkerungs- und Einkommensvariablen sowie die Distanzvariable die erwarteten Vorzeichen ergeben. Einzig das Pro-Kopf-Einkommen des Auslands wird in Gleichung (2b) negativ, jedoch nicht signifikant, geschätzt. Die augenfälligste Veränderung ergibt sich jedoch bei der Dummy-Variablen für die neuen Bundesländer, die in den Spezifikationen (2b) und (3b) signifikant negativ ausfällt. Bei Berücksichtigung von Zeiteffekten weisen die ostdeutschen Länder somit ein im Durchschnitt niedrigeres Handelsvolumen mit Polen und Tschechien auf.

Die Koeffizienten für die Dummy-Variablen „Außengrenze“ und „neue Bundesländer und Außengrenze“ ändern sich hingegen kaum. Auch hinsichtlich des relativen Einflusses der Grenzlage bleibt der Befund erhalten, dass die Grenzlage für die ostdeutschen Grenzländer vorteilhaft ist, da deren Handelsvolumen zumindest nicht so stark negativ ausfällt wie für die ostdeutschen Länder ohne Außengrenze. In der Spezifikation (2b) beläuft sich der Nettoeffekt auf $-0,04$ ($= -0,23 + 0,57 - 0,38$), in der Spezifikation (3b) auf $-0,28$ ($= -0,47 + 0,61 - 0,42$).

Die Schätzung mit Zeiteffekten veranschaulicht den Einfluss des Faktors Zeit auf die Wirkungszusammenhänge zwischen dem Handelsvolumen und den erklärenden Variablen des

⁹ F-Tests zeigen, dass die Einführung der Zeiteffekte mit einer Erhöhung des Erklärungsbeitrags einhergeht. Darüber hinaus bestätigt sich die Erwartung, dass die (hier nicht gezeigten) Zeiteffekte nicht nur positiv sind, sondern auch im Zeitablauf zunehmen. Dies ist ein Indiz für den positiven Einfluss der Handelsliberalisierung, auch wenn dieser nicht von anderen länderunspezifischen Einflüssen getrennt werden kann.

Tabelle 2

Handelsvolumen der Bundesländer mit Polen und Tschechien 1991 bis 2002

Abhängige Variable (log. Exporte plus Importe)

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Konstante	-19,536 (-5,66)	-16,148 (-5,77)	-15,678 (-4,97)	-16,732 (-6,54)	-15,821 (-5,65)	-16,127 (-6,17)	-16,519 (-5,10)	-16,472 (-4,63)	-16,25 (-4,58)	-15,082 (-4,23)	-15,44 (-4,19)	-14,506 (-3,88)
Log(N _i) + Log(N _j)	1,11 (11,47)	1,053 (11,64)	1,069 (9,57)	1,068 (12,55)	1,02 (11,43)	1,045 (13,21)	1,075 (11,7)	1,083 (10,47)	1,095 (10,87)	1,064 (10,4)	1,072 (10,44)	1,053 (10,2)
Log(Y _i /N _i) + Log(Y _j /N _j)	1,362 (2,97)	0,958 (3,37)	0,736 (2,52)	1,129 (3,81)	1,141 (3,48)	1,165 (3,8)	1,208 (3,19)	1,251 (2,9)	1,242 (2,9)	1,143 (2,56)	1,195 (2,55)	1,05 (2,16)
Distanz	-0,455 (-1,77)	-0,534 (-1,88)	-0,477 (-1,46)	-0,761 (-2,85)	-0,748 (-2,95)	-0,834 (-3,56)	-0,95 (-3,95)	-1,069 (-4,59)	-1,256 (-5,72)	-1,337 (-5,84)	-1,337 (-5,77)	-1,274 (-5,70)
Neue Bundesländer	0,955 (1,74)	0,348 (0,97)	-0,077 (-0,21)	-0,068 (-0,20)	-0,17 (-0,47)	-0,356 (-1,02)	-0,432 (-1,15)	-0,456 (-1,12)	-0,383 (-0,98)	-0,405 (-1,01)	-0,306 (-0,73)	-0,322 (-0,79)
Außengrenze	0,706 (5,02)	0,734 (4,93)	0,848 (4,59)	0,757 (4,18)	0,759 (4,3)	0,611 (3,75)	0,523 (2,99)	0,432 (2,42)	0,306 (1,71)	0,318 (1,54)	0,328 (1,58)	0,417 (2)
Neues Bundesland mit Außengrenze	-0,729 (-3,37)	-0,761 (-2,83)	-0,667 (-2,13)	-0,526 (-1,91)	-0,449 (-1,63)	-0,183 (-0,71)	-0,052 (-0,21)	-0,016 (-0,06)	-0,134 (-0,50)	-0,136 (-0,42)	-0,201 (-0,64)	-0,344 (-1,15)
R ²	0,893	0,893	0,882	0,904	0,894	0,92	0,916	0,902	0,904	0,889	0,886	0,882
Adj. R ²	0,867	0,867	0,854	0,881	0,869	0,901	0,896	0,879	0,881	0,863	0,858	0,854
N	32	32	32	32	32	32	32	32	32	32	32	32

Anmerkung: t-Werte in Klammern; kritische Werte (einseitiger Test): 1,645 (5 %-Niveau), 2,326 (1 %-Niveau). Standardfehler sind Heteroskedastie-konsistent (vgl. White 1980).

Quelle: Eigene Berechnungen.

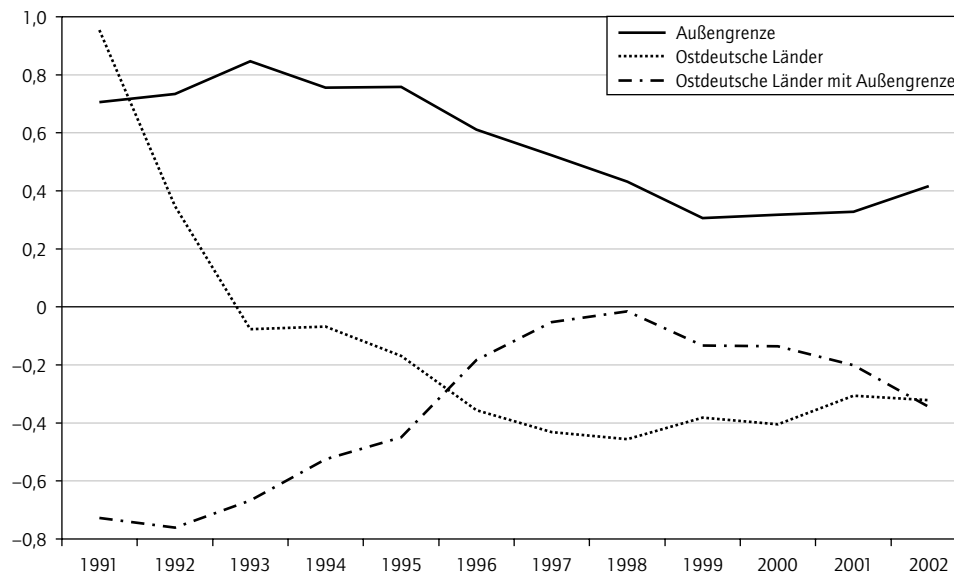
Gravitationsmodells. Zur näheren Untersuchung, wie sich die Wirkungskanäle im Zeitablauf verändern, wird für das Handelsvolumen der Bundesländer mit Polen und Tschechien für jedes Jahr von 1991 bis 2002 ein Querschnittsmodell auf Basis von Gleichung (3a) geschätzt. Die zeitliche Entwicklung der Koeffizienten wird in Tabelle 2 gezeigt. Die geschätzten Elastizitäten der Bevölkerung und des Pro-Kopf-Einkommens bleiben gegenüber den Ergebnissen in Tabelle 1 nahezu unverändert und weisen auch in den Querschnittsmodellen nahezu durchgängig Werte von etwas über eins auf. Die (absolute) Elastizität der Distanzvariablen steigt demgegenüber von 0,46 (1991) deutlich auf 1,27 (2002). Dies zeigt, dass der Einfluss der geographischen Distanz im Untersuchungszeitraum zugenommen hat, was möglicherweise damit erklärt werden kann, dass die Intensivierung des Außenhandels vornehmlich entlang bestehender Handelsbeziehungen erfolgt, die sich zunächst durch räumliche Nähe leichter knüpfen lassen.¹⁰

Weiteren Aufschluss über regionale Unterschiede im Handel mit Polen und Tschechien geben die Koeffizienten der qualitativen Dummy-Variablen. Abbildung 1 veranschaulicht, dass sich diese im Zeitablauf zum Teil deutlich verändern. Die Querschnittsregressionen bestätigen das Ergebnis, dass Länder mit einer gemeinsamen Außengrenze signifikant höhere Handelsvolumina haben, auch wenn der Koeffizient ab Mitte der 90er Jahre etwas

10 Der im betrachteten Zeitraum unter Schwankungen ansteigende Koeffizient der Regressionskonstanten deutet darauf hin, dass die durchschnittlichen Transport- und Transaktionskosten zwischen den Bundesländern und Polen/Tschechien im Zeitablauf gesunken sind. Dies steht in Übereinstimmung mit der Entwicklung der Zeiteffekte im gepoolten Modell und stützt die in Abschnitt 2 beschriebene „Heranführungsstrategie“ der MOEL an die EU. Auf bestimmte Vor- oder Nachteile im Handel für einzelne Bundesländer lässt die Entwicklung der Regressionskonstanten jedoch keine Rückschlüsse zu, da die Senkung der handelspolitisch bedingten Transaktionskosten auf alle Bundesländer gleichermaßen zutrifft.

Abbildung 1

Koeffizienten der Dummy-Variablen im Zeitverlauf



Quelle: Tabelle 2.

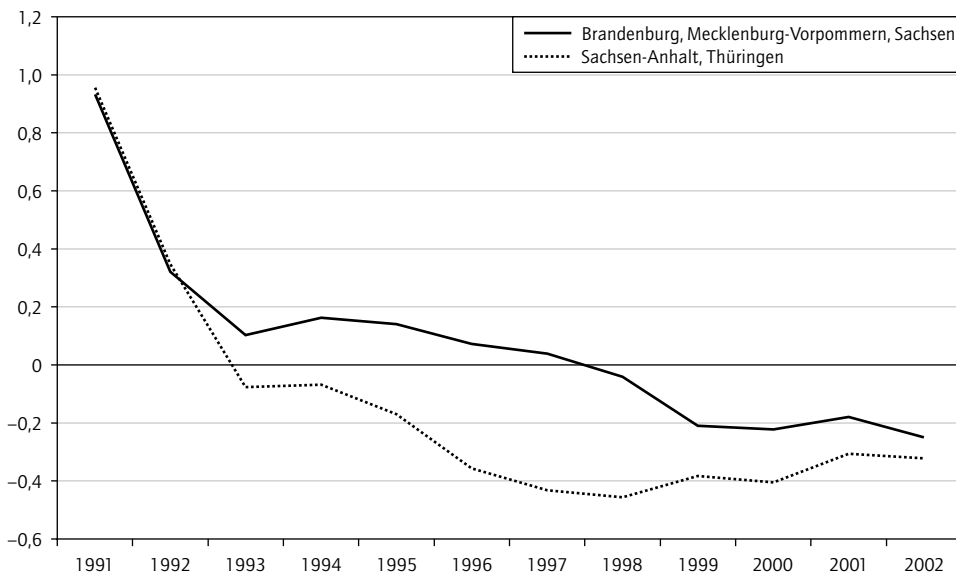
abnimmt. Für die neuen Bundesländer geht die Handelstätigkeit mit Polen und Tschechien aufgrund des Systemwechsels zunächst rapide zurück. Während diese 1991 noch ein signifikant höheres Handelsvolumen aufweisen, ist der Koeffizient der Dummy-Variablen ab 1993 negativ und geht in den folgenden Jahren weiter zurück. Erst die seit 1998 wieder leicht ansteigenden Koeffizienten deuten auf eine Umkehr dieser Entwicklung hin. Die t-Werte in der Tabelle 2 zeigen allerdings, dass der Einfluss der Dummy-Variablen für die neuen Bundesländer mit Ausnahme von 1991 nicht signifikant von null verschieden ist und die obigen Ergebnisse entsprechend nur mit Vorsicht interpretiert werden können.

Die Dummy-Variable für die ostdeutschen Grenzländer zeigt einen heterogenen Verlauf. Zunächst kann bis Anfang der 90er Jahre eine deutliche Verbesserung der Export- und Importtätigkeit mit Polen und Tschechien festgestellt werden. Der signifikant negative Dummy-Koeffizient steigt bis 1998 auf einen Wert von nahe null, geht seitdem aber wieder leicht zurück, ohne sich jedoch signifikant von null zu unterscheiden. Diese Entwicklung kann als ein Indiz dafür gesehen werden, dass der zunehmende Integrationsprozess zunächst die ostdeutschen Länder mit Grenzlage zu den Beitrittskandidaten begünstigt hat. Gegen Ende der 90er Jahre beginnen aber die ostdeutschen Länder in der „2. Reihe“, sprich Sachsen-Anhalt und Thüringen, langsam gegenüber Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern und Sachsen aufzuholen. Abbildung 2 illustriert dies, indem der Nettoeffekt für die ostdeutschen Grenzländer als Summe der drei Koeffizienten der Dummy-Variablen abgebildet wird.

Insgesamt deuten die Ergebnisse der Querschnittsmodelle darauf hin, dass die neuen Bundesländer – sowohl mit als auch ohne Außengrenze – in den letzten Jahren zunehmend

Abbildung 2

„Nettoeffekt“ für die ostdeutschen Länder mit und ohne Außengrenze im Zeitablauf



Quelle: Tabelle 2.

weniger in der Lage sind, ein Handelsvolumen mit Polen und Tschechien zu realisieren, wie man es aufgrund ihrer Größe, Wirtschaftskraft und räumlichen Nähe erwarten würde. Anfängliche Vorteile der Handelsintensivierung mit den ehemaligen Partnerländern des RGW für die neuen Bundesländer sind mittlerweile ebenso verschwunden wie der relative Vorteil der Grenzlage für Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern und Sachsen gegenüber Sachsen-Anhalt und Thüringen. Verglichen mit Bayern haben die ostdeutschen Grenzländer im gesamten Untersuchungszeitraum ohnehin kaum Vorteile aus ihrer Außengrenze mit Polen und Tschechien ziehen können.

5 Fazit

Mit der EU-Osterweiterung im Jahre 2004 verbinden alte und neue Mitgliedsstaaten die Erwartung auf eine weitere Intensivierung des Ost-West-Handels. Gerade die ostdeutschen Länder sollten sich aufgrund ihrer räumlichen Nähe zu den MOEL Hoffnungen machen können, zu den Gewinnern der Integration zu zählen.

In diesem Beitrag wird ein Gravitationsmodell unter Verwendung von regionalen Daten zu den Handelsvolumina der deutschen Bundesländer mit Polen und Tschechien geschätzt, um den handelshemmenden Einfluss der geographischen Distanz und den handelsfördernden Einfluss einer gemeinsamen Außengrenze empirisch zu überprüfen. Die Schätzung bestätigt zunächst die Hypothese, dass eine Zunahme im Pro-Kopf-Einkommen auch zu einer Zunahme der bilateralen Handelsströme führt. Da Polen und Tschechien angesichts ihrer wirtschaftlichen Rückständigkeit schneller wachsen sollten als die bisherigen EU-

Mitgliedsländer, kann auch auf längere Sicht mit einem Wachstum des Handelsvolumens mit diesen beiden Ländern gerechnet werden, das über demjenigen mit den bisherigen EU-Mitgliedsländern liegen wird. Darüber hinaus zeigen die empirischen Ergebnisse, dass sich die geographische Distanz durchgängig als äußerst signifikante Variable zur Erklärung des bilateralen Handelsvolumens erweist. Insoweit werden die ostdeutschen Länder von einer weiteren Ausdehnung des Handels mit den beiden östlichen Handelspartnern Deutschlands stärker profitieren als die westdeutschen. Allerdings scheinen sie in der Vergangenheit nicht nur einen Vorsprung im Handel mit den ehemaligen Handelspartnern im RGW verspielt zu haben, sondern tendenziell ihr Handelspotential, das ihnen aufgrund ihrer Größe, Wirtschaftskraft und räumlichen Nähe zukommen sollte, nicht auszuschöpfen. Insbesondere die ostdeutschen Bundesländer, die über eine Außengrenze mit Polen oder Tschechien verfügen, konnten im Gegensatz zu Bayern die Vorteile ihrer Grenzlage nicht nutzen.

Literaturverzeichnis

- Alecke, Björn und Gerhard Untiedt (2001): Außenhandel der östlichen deutschen Grenzregionen mit Polen und Tschechien. Teilprojekt D-5. In: J. Riedel und G. Untiedt (2001): *EU-Osterweiterung und deutsche Grenzregionen*. Institut für Wirtschaftsforschung, Ifo Dresden, Studien 28/II. München, 245–316.
- Alecke, Björn und Gerhard Untiedt (2002): Perspektiven der EU-Osterweiterung: Gesamt- und regionalwirtschaftliche Ergebnisse. *ifo Schnelldienst*, 55 (1), 15–23.
- Baldwin, Richard E. (1994): *Towards an Integrated Europe*. London, CEPR.
- Breuss, Fritz und Peter Egger (1999): How Reliable are Estimations of East-West Trade Potentials Based on Cross-Section Gravity Analyses? *Empirica*, 26 (2), 81–94.
- Brücker, Herbert et al. (2000): The Impact of Eastern Enlargement on Employment and Labour Markets in the EU Member States: European Integration Consortium: DIW Berlin, CEPR, FIEF, IAS, IGIER. Final Report. Download unter: www.smith.diw.de:8282/Studien/english (Stand 29. August 2003).
- Buch, Claudia M., Jörn Kleinert und Farid Toubal (2003): *The Distance Puzzle: On the Interpretation of the Distance Coefficient in Gravity Equations*. Institut für Weltwirtschaft, Kiel Working Paper No. 1159. Kiel.
- Frankel, Jeffrey A. (1997): *Regional Trading Blocs*. Washington, D.C., Institute for International Economics.
- Feenstra, Robert C. (1998): Integration of Trade and Disintegration of Production in the Global Economy. *The Journal of Economic Perspectives*, 12 (4), 31–50.
- Gros, Daniel und Andrzej Gonciarz (1996): A Note on the Trade Potential of Central and Eastern Europe. *European Journal of Political Economy*, 12, 709–721.
- Hamilton, Carl B. und L. Alan Winters (1992): Opening up International Trade with Eastern Europe. *Economic Policy*, 14, 78–115.
- Havrylyshyn, Oleh und Lant Pritchett (1991): *European Trade Patterns After the Transition*. World Bank, PRD Working Paper Series No. 748. Washington, D.C.
- Head, Keith und Thierry Mayer (2002): *Illusionary Border Effects: Distance Mismeasurement Inflates Estimate of the Home Bias in Trade*. CEPII, Working Paper No. 2002-01. Paris.
- Jakab, Zoltán M., Mihály A. Kovács und András Oszlay (2001): How Far Has Trade Integration Advanced? An Analysis of the Actual and Potential Trade of Three Central and Eastern European Countries. *Journal of Comparative Economics*, 29, 276–292.

- Junius, Karsten (1999): *The Economic Geography of Production, Trade and Development*. Kieler Studien Nr. 300. Tübingen, Mohr Siebeck.
- Nilsson, Lars (2000): Trade Integration and the EU Economic Membership Criteria. *European Journal of Political Economy*, 16, 807–827.
- Sanso, M., R. Cuairan und F. Sanz (1993): Bilateral Trade Flows, the Gravity Equation, and Functional Form. *Review of Economics and Statistics*, 75 (2), 266–275.
- Schumacher, Dieter (1997): Perspektiven des Außenhandels zwischen West- und Osteuropa: Ein disaggregierter Gravitationsansatz. In: Dieter Schumacher, Harald Trabold und Christian Weise (Hrsg.): *Transformation des Wirtschaftssystems in den mittel- und osteuropäischen Ländern: Außenwirtschaftliche Bedingungen und Auswirkungen*. Sonderheft des DIW Berlin Nr. 161. Berlin, 325–389.
- Tinbergen, Jan (1962): *Shaping the World Economy – Suggestions for an International Economic Policy*. New York.
- Wang, Zhen Kun und Alan L. Winters (1992): The Trading Potential of Eastern Europe. *Journal of Economic Integration*, 7 (2), 113–116.
- Weise, Christian, Herbert Brücker, Fritz Franzmeyer, Maria Lodahl, Uta Möbius, Siegfried Schultz, Dieter Schumacher und Harald Trabold (1997): *Ostmitteleuropa auf dem Weg in die EU – Transformation, Verflechtung, Reformbedarf*. DIW Berlin, Beiträge zur Strukturforchung, Heft 167. Berlin.

Anhang

Daten

Die Untersuchung basiert auf Außenhandelsdaten nach Bundesländern, die ab 1991 für das gesamte Bundesgebiet zur Verfügung stehen.¹¹ Die Erhebung der Außenhandelsdaten für die Bundesländer erfolgt nach dem Regionalprinzip, das bei der Ausfuhr den Herstellungs-ort der exportierenden Ware (Bundesland als Ursprungsregion) und bei der Einfuhr den Zielort der importierenden Variablen (Bundesland als Bestimmungsregion) erfasst.

Um die geographische Entfernung zwischen den 16 Landeshauptstädten der Bundesländer sowie den nationalen Hauptstädten Prag und Warschau als wirtschaftliche Zentren Polens und Tschechiens adäquat zu approximieren, wurden alternative Ansätze zur Bestimmung der Distanzvariablen gewählt: Zunächst haben wir die Entfernung dieser Städte auf Basis von Koordinaten berechnet, die bezüglich der verschiedenen Arten der Handelsbeziehungen (Straße, Schiene und Seeweg) als neutralstes Maß angesehen werden kann. Neben der Entfernung zu den Hauptstädten Warschau und Prag wurde dabei auch ein gleichgewichteter Durchschnitt der Entfernung der 16 Landeshauptstädte zu den drei bevölkerungsstärks-

¹¹ Eine Besonderheit der Daten liegt darin, dass aus zolltechnischen Gründen die Ausfuhren in Abgrenzung des Spezialhandels und die Einfuhren in Abgrenzung des Generalhandels erfasst werden. Der Generalhandel unterscheidet sich vom Spezialhandel durch eine unterschiedliche Erfassung des Lagerverkehrs (Freihafenlager oder Zolllager). Dadurch werden die Importe tendenziell überhöht ausgewiesen. Solange davon ausgegangen werden kann, dass der Unterschied zwischen Spezial- und Generalhandel bei den Importen und Exporten zeitstabil ist, sollte es sich nur um einen Niveaueffekt handeln, der in der Konstanten aufgefangen wird. Eine weitere Unschärfe in den Daten resultiert aus der Deflationierung. Für Polen und Tschechien liegen keine Preisindizes im Außenhandel vor, sondern das Statistische Bundesamt weist nur Preisindizes für eine Gruppe der so genannten Reformländer aus. Auch für die Bundesländer gibt es keine eigenständigen Preisindizes auf der Ein- und Ausfuhrseite, so dass hier auf bundesweite Werte zurückgegriffen werden musste. Letztlich sind Verzerrungen dadurch zwar nicht auszuschließen, sie sollten aber durch die Zeitdummies aufgenommen werden.

ten Städten Polens (neben Warschau wurden dabei Lodz und Krakau berücksichtigt) und Tschechiens (Prag, Brno, Ostrava) ermittelt, um eine geographisch gleichmäßige Verteilung der Handelsströme im Land besser abbilden zu können.

Darüber hinaus haben wir Straßenkilometer und Fahrzeiten von den Landeshauptstädten nach Warschau und Prag berechnet. Die Verwendung von Straßenkilometern kann damit motiviert werden, dass der Handel zwischen Deutschland und Polen bzw. Tschechien weitgehend durch Straßengüterverkehr dominiert wird.¹² Die daran anknüpfende Verwendung der Variablen „Fahrzeiten in Stunden“ hat darüber hinaus noch den Vorteil, dass qualitative Informationen über den Zustand der Straßenverbindung (sprich: Anteil der Autobahnkilometer an der gesamten Strecke etc.) in die Fahrzeiten einfließen. Auf Basis von statistischen Kriterien kann schließlich beurteilt werden, welche Approximation der Distanzvariablen in die Schätzgleichung der Gravitationsmodelle aufgenommen wird.

Tabelle A1 fasst die im Modell verwendeten Variablen zusammen.

Tabelle A1

Variablen im Gravitationsmodell

Variable	Erläuterung	Quelle
Handelsvolumen	1991 bis 2002, vorläufige Werte für 2002	Statistisches Bundesamt
Im- und Exportpreisindizes	Ex- und Importdeflator für Reformländer, 1991 bis 2002	Statistisches Bundesamt
Distanzvariablen	Berechnung von Entfernungen auf der Basis von Koordinaten Bevölkerung der drei bevölkerungsreichsten Städte in Polen und Tschechien Berechnung von Entfernungen, Straßenkilometern und Fahrzeiten	Koordinaten-Software zur Entfernungsberechnung, www.koordinaten.de www.citypopulation.de www.viamichelin.com
Bruttoinlandsprodukt der Bundesländer	1991 bis 2002	VGR der Länder
Bruttoinlandsprodukt von Polen und Tschechien	1991 bis 2002	Eurostat
BIP-Deflator für die Bundesländer	1991 bis 2002	VGR der Länder
BIP-Deflator für Polen und Tschechien	1991 bis 2002	Eurostat
Bevölkerung Polens und Tschechiens	Stichtagsrechnung zum 30.6. des Jahres, 1991 bis 2002	Groningen Growth & Development Centre
Bevölkerung der Bundesländer	Stichtagsrechnung zum 1.1. des Jahres, 1991 bis 2002	VGR der Länder

12 So schätzt das Bundesamt für Güterverkehr, dass der Güterverkehr zwischen Deutschland und Polen im Referenzjahr 1999 mit etwa 60 % des Gesamtaufkommens durch den Straßengüterhandel dominiert wurde. Vgl. Bundesamt für Güterverkehr (2001): Sonderbericht zum deutsch-polnischen Güterverkehr. Marktbeobachtung Güterverkehr. Dies entspricht in etwa dem globalen Modal-Split des Güterverkehrs in der Verkehrsprognose 2015 des Bundesministeriums für Verkehr, Bau- und Wohnungswesen. Download unter: www.bmvbw.de

This article has been cited by:

1. Timo Mitze, Björn Alecke, Gerhard Untiedt. 2010. Trade-FDI linkages in a simultaneous equations system of gravity models for german regional data. *International Economics* **122**, 121-162. [[CrossRef](#)]