

**Zur Analyse rheinland-pfälzischer Exporte  
mittels Gravitationsmodell**

Julia König / Peter M. Schulze

Arbeitspapier Nr. 34 (Oktober 2006)

Institut für Statistik und Ökonometrie  
Johannes Gutenberg-Universität Mainz  
Fachbereich Rechts- und Wirtschafts-  
wissenschaften  
Haus Recht und Wirtschaft II

D 55099 Mainz

Herausgeber: Univ.-Prof. Dr. P.M. Schulze

© 2006 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz  
ISSN Nr. 1430 - 2136

# Zur Analyse rheinland-pfälzischer Exporte mittels Gravitationsmodell

Julia König / Peter M. Schulze

## Gliederung

1	Einleitung	1
2	Theoretische Darstellung des Gravitationsmodells	1
3	Empirische Untersuchung der rheinland-pfälzischen Exporte	8
4	Schlussbetrachtung	19
	Anhang	21
	Variablenverzeichnis	31
	Datenverzeichnis	32
	Literaturverzeichnis	34

## Zusammenfassung

Diese Studie untersucht die Anwendbarkeit des Gravitationsmodells zur Erklärung internationaler Handelsbeziehungen exemplarisch anhand der rheinland-pfälzischen Exporte. Es werden verschiedene Modellspezifikationen herangezogen. Diese unterscheiden sich sowohl durch ihre erklärenden Variablen (Grund- vs. erweiterte Modelle) als auch ihre Dimension (Querschnitts- vs. Panelmodelle). Die Ergebnisse bestätigen die Anwendbarkeit des Gravitationsmodells bei der Querschnittsschätzung. Im Rahmen der Panelanalyse kann dagegen lediglich eine eingeschränkte Anwendbarkeit aufgezeigt werden.

## Summary

This study examines the applicability of gravity models to explain international trade relations. For this reason the analysis occurs exemplary for the export of Rhineland-Palatinate. Various specifications of the gravity model (basic vs. augmented models; cross section vs. panel data models) are compared. The results of this study confirm the applicability of the cross section gravity model, whereas the panel gravity model is just limited appropriate.

## 1 Einleitung

Das ursprünglich aus den Naturwissenschaften stammende Gravitationsmodell wird vielfältig auf wirtschaftswissenschaftliche Fragestellungen angewandt. In den 60er Jahren wurde die physikalische Gravitationstheorie erstmals auf Analysen zur Erklärung internationaler Handelsströme übertragen.<sup>1</sup>

Die Motivation dieser Arbeit liegt in der Überprüfung der Anwendbarkeit des Gravitationsansatzes zur Untersuchung internationaler Handelsbeziehungen. Um eine fundierte Aussage treffen zu können, wird eine empirische Untersuchung durchgeführt. Die Analyse erfolgt für den rheinland-pfälzischen Export mit wichtigen Handelspartnerländern. Es werden verschiedene Modelle getestet und gegenübergestellt. Hierbei werden sowohl die Querschnitt- als auch die Paneldatenanalyse eingesetzt. Eine reine Zeitreihenanalyse kommt nicht in Betracht, da in diesem Fall die Distanzvariable wegen ihrer zeitlichen Konstanz wegfallen würde und somit der Grundgedanke der Gravitationstheorie verloren ginge.

In Kapitel 2 werden zunächst theoretische Grundlagen zum Gravitationsmodell skizziert. Anschließend widmet sich das dritte Kapitel der empirischen Untersuchung. Im abschließenden vierten Kapitel werden die gewonnenen Erkenntnisse dargestellt. Die einzelnen Schätz- und Prüfergebnisse der verschiedenen Modelle finden sich im Anhang dieses Arbeitspapiers.

## 2 Theoretische Darstellung des Gravitationsmodells

### 2.1 Geschichte des ökonomischen Gravitationsmodells

Die Grundlage des Gravitationsmodells ist das 1667 von Isaac Newton formulierte Gravitationsgesetz. Dieses Gesetz besagt, dass zwischen zwei Körpern eine Anziehungskraft besteht, die proportional zum Produkt ihrer Massen und umgekehrt proportional zum Quadrat des Abstandes ihrer Mittelpunkte ist.<sup>2</sup>

Auf wirtschaftswissenschaftliche Problemstellungen wurde das Gravitationsmodell in den 40er Jahren verbreitet angewendet.<sup>3</sup> Das Modell für die spezielle Anwendung zur Erklärung internationaler Handelsströme wurde erstmals von Tinbergen (1962) und Pöyhönen (1963) formuliert.<sup>4</sup> In diesem Fall entspricht das bilaterale Handelsvolumen der physikalischen Gravitationskraft, die ökonomischen Größen der Länder (z. B. am Einkommen gemessen) den

---

<sup>1</sup> Vgl. Hacker/Einarsson, 2003, S. 18.

<sup>2</sup> Vgl. Dobrinski/Krakau/Vogel, 1974, S. 60.

<sup>3</sup> Vgl. Batten/Boyce, 1986, S. 358.

<sup>4</sup> Vgl. Paas, 2003, S. 7.

Massen der Körper und die geografische Entfernung zwischen den Handelspartnern dem Abstand zwischen den Körpern.<sup>5</sup>

Neben der Untersuchung von Handelsbeziehungen wird das Gravitationsmodell bei einer Vielzahl interregionaler und internationaler Ströme als Analyseinstrument eingesetzt.<sup>6</sup> Beispielfähig sollen die Einwanderung von Personen, der Pendlerverkehr von Beschäftigten und Käufern sowie der Tourismus genannt werden.<sup>7</sup>

Da das Gravitationsmodell nicht auf Grundlage einer ökonomischen Theorie entstanden ist, wurden frühe Anwendungen des Modells mit großer Skepsis betrachtet.<sup>8</sup> Trotz der fehlenden theoretischen Fundierung führt der Gravitationsansatz aber zu beachtlichen empirischen Ergebnissen.

Der empirische Erfolg war der Anlass vieler Ökonomen, nach einer theoretischen Fundierung des Gravitationsgesetzes zu suchen.<sup>9</sup> Demzufolge wurde eine Vielzahl verschiedener Theorien herangezogen, um das ökonomische Gravitationsmodell theoretisch zu rechtfertigen.<sup>10</sup> Die unterschiedlichen Ansichten erklären auch die Differenzen in der Form der ökonomischen Gravitationsgleichungen und die abweichenden Ergebnisse.<sup>11</sup>

Die Bemühungen einer theoretischen Fundierung des Gravitationsmodells speziell zur Erklärung bilateraler Handelsströme begannen 1979 mit der Arbeit von Anderson.<sup>12</sup> Sowohl die Arbeit von Anderson als auch Arbeiten von Bergstrand (1985, 1989) zeigen, dass die Gravitationsgleichung aus der Außenhandelstheorie der Produktdifferenzierung abgeleitet werden kann.<sup>13</sup> Darüber hinaus begründet z. B. Deardorff (1998) das Gravitationsmodell auf Basis des Heckscher-Ohlin-Theorems für den Fall homogener Güter und vollkommenen Wettbewerb.<sup>14</sup> Es wird allgemein akzeptiert, dass eine Vielzahl von Handelsmodellen für den empirischen Erfolg des ökonomischen Gravitationsansatzes verantwortlich ist.<sup>15</sup>

---

<sup>5</sup> Vgl. Sohn, 2005, S. 2 f.

<sup>6</sup> Vgl. Cheng/Wall, 2005, S. 49.

<sup>7</sup> Vgl. Cheng/Wall, 2005, S. 49; Bergstrand, 1985, S. 474.

<sup>8</sup> Vgl. Amin/Hamid/Saad, 2004, S. 7.

<sup>9</sup> Vgl. Sohn, 2005, S. 3.

<sup>10</sup> Vgl. Oguledo/Macphee, 1994, S. 110.

<sup>11</sup> Vgl. Oguledo/Macphee, 1994, S. 110.

<sup>12</sup> Vgl. Baier/Bergstrand, 2004, S. 4.

<sup>13</sup> Vgl. Sohn, 2005, S. 5. Zu den Arbeiten vgl. Anderson, 1979, S. 106-116; Bergstrand, 1985, S. 474-481; Bergstrand, 1989, S. 143-153.

<sup>14</sup> Vgl. Sohn, 2005, S. 5; vgl. auch Deardorff, 1998, S. 7-28.

<sup>15</sup> Vgl. Sohn, 2005, S. 5.

## 2.2 Alternative Gravitationsmodelle zur Erklärung von Handelsströmen

### 2.2.1 Grundmodelle

Der bilaterale Handelsstrom ist die interessierende und zu erklärende Größe und stellt somit die abhängige Variable dar. Die unabhängigen Variablen sind analog zum physikalischen Modell so genannte Masse- und Distanzvariablen.

In dieser Studie werden das „BIP pro Kopf“ und die „Bevölkerungsgröße“ als Massevariablen aufgenommen. Der Beweggrund für diese Entscheidung ist die Erwartung detaillierter Ergebnisse sowohl wegen der Teilung der Masse in zwei Variablen als auch die Berücksichtigung einer relativen und einer absoluten Größe. Die Aufnahme der Variable „Entfernung“ wird dadurch gerechtfertigt, dass sie als Proxy-Variable für die Transportkosten steht.<sup>16</sup>

Die Quantifizierung der Distanz ist nicht unproblematisch. Um eine möglichst adäquate Größe in der Analyse zu berücksichtigen, wäre es sinnvoll, die Entfernung zwischen den jeweiligen wirtschaftlichen Zentren zu bestimmen. Da ein solches Wirtschaftszentrum für die meisten Länder nicht eindeutig definiert werden kann, greift man häufig auf die jeweiligen Hauptstädte zurück.

Das Grundmodell für die Querschnittsschätzung kann formal wie folgt dargestellt werden:

$$X_i = e^{\gamma_0} YPC_i^{\beta_1} N_i^{\beta_2} D_i^{\beta_3} e^{u_i} \quad (1)$$

Es bezeichnen  $X_i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) den Wert der rheinland-pfälzischen Ausfuhr in die Region  $i$ ,  $YPC_i$  das BIP pro Kopf des Gebietes  $i$ ,  $N_i$  die Bevölkerungsgröße der Region  $i$ ,  $D_i$  die geografische Entfernung zwischen Rheinland-Pfalz und dem Handelspartner und  $u_i$  die latente Variable. Die  $\beta$ -Koeffizienten geben die Empfindlichkeit des Handelsvolumens in Bezug auf Veränderungen in den zugehörigen Variablen an.<sup>17</sup>

Das Basismodell der Paneldatenanalyse ist im Gegensatz zur Querschnittsanalyse weniger eindeutig bestimmt. Die Modellformulierung variiert je nach Berücksichtigung so genannter Individual- und/ oder Zeiteffekte. Individualeffekte sind länder- bzw. regionenspezifische Effekte und beziehen sich jeweils auf ein Individuum (Land, Region). Sie treten durch He-

<sup>16</sup> Vgl. z. B. Bergstrand, 1985, S. 478.

<sup>17</sup> Vgl. van Suntum, 2000, S. 449.

terogenität in den Untersuchungseinheiten (Regionen) auf und sind über die Zeit konstant.<sup>18</sup> Zeiteffekte dagegen sind für alle Individuen gleich, variieren aber über die zeitliche Dimension (z. B. Effekte in Folge der Globalisierung).<sup>19</sup> Für den Fall „fixed effects“ kann das Panelmodell durch folgende Gleichung beschrieben werden:<sup>20</sup>

$$X_{it} = e^{\mu_i} e^{\lambda_t} YPC_{it}^{\beta_1} N_{it}^{\beta_2} e^{u_{it}} \quad (2)$$

Analog zu Gleichung (1) bezeichnet  $X_{it}$  ( $i = 1, \dots, n$ ;  $t = 1, \dots, T$ ) den rheinland-pfälzischen Export in die Region  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ . Die unabhängigen Variablen ( $YPC_{it}$ ,  $N_{it}$ ) stellen das BIP pro Kopf und die Bevölkerungsgröße der Region  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  dar. Darüber hinaus sind die Zufallsvariable ( $u_{it}$ ), die Individual- ( $\mu_i$ ) und Zeiteffekte ( $\lambda_t$ ) in der Gleichung enthalten. Es sei darauf hingewiesen, dass die Distanzvariable wegen ihrer zeitlichen Konstanz in diesem Modell nicht aufgenommen werden kann. Die Entfernung zwischen Rheinland-Pfalz und der Region  $i$  schlägt sich folglich in der individuen-spezifischen Größe  $\mu_i$  nieder.

### 2.2.2 Modifizierte Modelle

Bei den meisten empirischen Untersuchungen zu Handelsströmen werden anstatt der bisher dargestellten Grundmodelle erweiterte Modelle herangezogen.<sup>21</sup> Die Grundgleichung wird hier durch die Aufnahme zusätzlicher erklärender Variablen modifiziert. Hierfür kommt eine Vielzahl handelsstimulierender und handelshemmender Faktoren in Betracht.

Handelspolitische Determinanten wie bspw. Zölle, Quoten oder Subventionen wirken hemmend auf die Handelsbeziehung. Dagegen haben bilaterale und multilaterale Handelsabkommen eine positive Wirkung. Auch die Existenz von Handelsorganisationen (z. B. EFTA, NAFTA, WTO) führt zur Liberalisierung der Märkte und begünstigt somit den Außenhandel zwischen den jeweiligen Mitgliedsstaaten.<sup>22</sup>

Die Fremdartigkeit (Ähnlichkeit) der Länder bzw. Regionen hat einen negativen (positiven) Einfluss auf das bilaterale Handelsvolumen.<sup>23</sup> Haben bspw. Export- und Importland die gleiche Muttersprache, unterstützt dies vermutlich die Handelsbeziehung.<sup>24</sup> Kulturelle Unter-

<sup>18</sup> Vgl. Prinz/Schulze, 2004, S. 2.

<sup>19</sup> Vgl. Prinz/Schulze, 2004, S. 2.

<sup>20</sup> Vgl. Egger/Pfaffermayr, 2003, S. 573 f.

<sup>21</sup> Vgl. Hacker/Einarsson, 2003, S. 20.

<sup>22</sup> Vgl. Noland, 2005, S. 4.

<sup>23</sup> Vgl. Schöler, 2005, S. 254.

<sup>24</sup> Vgl. Cheng/Wall, 2005, S. 53.

schiede zwischen den Ländern wirken wahrscheinlich hemmend auf den Außenhandel. Weiterhin wird ein Einfluss von historischen Determinanten (z. B. Krieg, koloniale Bindung) auf den Handelsstrom erwartet.<sup>25</sup>

Auch die politische Ordnung und das Wirtschaftssystem der Länder bestimmen vermutlich die Handelsbeziehung. Es wird erwartet, dass je liberaler die jeweiligen Länder sind, desto intensiver der Handel zwischen ihnen ist.

Bei Anwendung eines Panelschätzansatzes können, wegen der dynamischen Struktur, auch Wachstumsraten oder Indikatoren jeglicher Art einbezogen werden. Die Wachstumsrate des BIP könnte bspw. als Proxy-Variable für die Konsumstimmung im Land verwendet werden. Der reale Wechselkurs wäre ein möglicher Indikator für die Entwicklung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit eines Landes gegenüber den jeweiligen Handelspartnern.<sup>26</sup>

## 2.3 Schätzmethodik und Beurteilungskriterien

### 2.3.1 Die Querschnittsanalyse

Die Gravitationsgleichung ist in ihrer ursprünglichen Form eine nichtlineare Funktion. Durch Logarithmierung kann die Ausgangsgleichung in ein lineares Modell überführt werden. Dann ergibt Gleichung (1) folgendes log-lineares Modell:

$$\ln X_i = \gamma_0 + \beta_1 \ln YPC_i + \beta_2 \ln N_i + \beta_3 \ln D_i + u_i \quad (3)$$

Die Parameter aus Gleichung (3) können mit der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) geschätzt werden. Anschließend erfolgt die Überprüfung der Annahmen des linearen Regressionsmodells. Die Annahme homoskedastischer Störterme kann mit dem Goldfeld-Quandt-Test geprüft werden. Die Betrachtung der Korrelationsmatrix dient zur Feststellung unvollständiger Multikollinearität und mit Hilfe des Jarque-Bera-Tests wird auf normalverteilte latente Variablen getestet.

Für die Beurteilung konkurrierender Modellgleichungen werden in der vorliegenden Arbeit das  $\bar{R}^2$ , der mean square error (MSE) und die Informationskriterien von Akaike (AIC) bzw. Schwarz (SIC) herangezogen.

---

<sup>25</sup> Vgl. Jost, 2001, S. 105.

<sup>26</sup> Vgl. Jost, 2001, S. 99.



### 2.3.2 Die Paneldatenanalyse

Analog zur Querschnittsschätzung werden auch im Rahmen der Paneldatenanalyse die Ausgangsmodelle durch Logarithmieren in lineare Modelle überführt. Bevor die eigentlichen Panelmodelle beschrieben werden, soll kurz auf die so genannte gepoolte Regression eingegangen werden.

Bei der gepoolten Regression handelt es sich um eine einfache Erweiterung der klassischen (linearen) Regressionsanalyse auf einen Paneldatensatz.<sup>27</sup> Das gepoolte Regressionsmodell kann durch folgende Gleichung beschrieben werden:

$$\ln X_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln YPC_{it} + \beta_2 \ln N_{it} + \beta_3 \ln D_i + u_{it} \quad (4)$$

Gleichung (4) lässt leicht erkennen, dass die gepoolte Regression mit starken Restriktionen verbunden ist. Es wird angenommen, dass die Koeffizienten  $\alpha_0, \beta_1, \beta_2$  und  $\beta_3$  für alle  $i$  und  $t$  identisch sind. Werden für einen konkreten Fall diese Bedingungen erfüllt, kann das Modell auf der Basis des gepoolten Datensatzes geschätzt werden.<sup>28</sup>

Panelmodelle gehen im Vergleich zu gepoolten Modellen von weniger Restriktionen aus. Im Folgenden soll die Beschränkung bzgl. der  $\beta$ -Koeffizienten bestehen bleiben, die Annahme eines konstanten Absolutglieds wird jedoch aufgegeben. Somit können Individual- und Zeiteffekte berücksichtigt werden. Es ist zu beachten, dass diese Effekte auf unterschiedliche Weise formuliert werden können. Werden die Effekte als feste Größen angesehen, handelt es sich um ein Modell mit festen Effekten (fixed effects).<sup>29</sup> Darüber hinaus können die Effekte aber auch als Teil der Variable  $u_{it}$  modelliert werden.<sup>30</sup> Dann liegt ein Modell mit zufälligen Effekten (random effects) vor.<sup>31</sup>

Zunächst soll ein Modell mit festen Effekten betrachtet werden. Für die formale Darstellung dient Gleichung (2) als Grundlage:

$$\ln X_{it} = \mu_i + \lambda_t + \beta_1 \ln YPC_{it} + \beta_2 \ln N_{it} + u_{it} \quad (5)$$

<sup>27</sup> Vgl. Alecke, 1997, S. 91.

<sup>28</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2001, S. 273 f.

<sup>29</sup> Vgl. Alecke, 1997, S. 99.

<sup>30</sup> Vgl. Alecke, 1997, S. 99.

<sup>31</sup> Vgl. Estima, 2000b, S. 426.

Durch die gemeinsame Berücksichtigung von Individual- und Zeiteffekten beschreibt Gleichung (5) ein zweistufiges Panelmodell (two way fixed effects).<sup>32</sup> Für die empirische Ermittlung der Parameter stehen verschiedene Schätzansätze zur Verfügung. Es kann z. B. für jede Untersuchungseinheit  $i$  und jeden Beobachtungszeitpunkt  $t$  eine Dummy-Variable eingeführt werden<sup>33</sup> und anschließend die Gleichung mit OLS geschätzt werden.<sup>34</sup> Aufgrund dieser Schätzmöglichkeit wird in der Literatur auch häufig vom Least Squares Dummy Variable (LSDV)-Modell gesprochen.<sup>35</sup> Eine Alternative zur Einführung von Dummy-Variablen ist die Anwendung der OLS-Methode auf transformierte Beobachtungswerte. Die Transformation erfolgt hier durch Bildung von individuellen und zeitlichen Durchschnitten über alle Zeitpunkte bzw. über alle Individuen.<sup>36</sup> Beide Ansätze führen zum gleichen Ergebnis.<sup>37</sup> Unabhängig von der Methode wird angenommen, dass die latenten Variablen „white-noise“-Eigenschaften besitzen, normalverteilt sind und nicht mit den erklärenden Variablen korreliert sind.<sup>38</sup> Die Individual- und Zeiteffekte dürfen dagegen mit den Regressoren korreliert sein.<sup>39</sup>

Werden die Individual- und Zeiteffekte nicht als fest, sondern als zufällig betrachtet, sind sie als Zufallsvariablen zu interpretieren.<sup>40</sup> Die Effekte sind dann Bestandteil des Störprozesses und werden somit nicht mehr im Absolutglied berücksichtigt.<sup>41</sup> Die folgende Gleichung beschreibt ein Modell mit zufälligen Effekten:

$$\ln X_{it} = \gamma_0 + \beta_1 \ln YPC_{it} + \beta_2 \ln N_{it} + \beta_3 \ln D_i + u_{it} \quad (6)$$

mit  $u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}$

Es sei darauf hingewiesen, dass die EntfernungsvARIABLE hier als Regressor ins Modell aufgenommen werden kann, da hier die Individualeffekte keinen festen, zeitinvarianten Wert annehmen. Da der Term  $u_{it}$  nun aus mehreren Komponenten besteht, wird das Modell mit zufälligen Effekten auch häufig als „Error Components“-Modell bezeichnet.<sup>42</sup> Analog zum

<sup>32</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2001, S. 275.

<sup>33</sup> Führt man für jede Untersuchungseinheit und für jeden Beobachtungszeitpunkt eine Dummy-Variable ein, müssen die Parameter  $\mu_i$  und  $\lambda_t$  aus der Gleichung eliminiert werden, da sonst perfekte Multikollinearität vorliegt. Vgl. Gujarati, 2003, S. 642.

<sup>34</sup> Vgl. Alecke, 1997, S. 99 f. und S. 111 f.

<sup>35</sup> Vgl. Gujarati, 2003, S. 642.

<sup>36</sup> Vgl. Alecke, 1997, S. 111 f.

<sup>37</sup> Vgl. Estima, 2000a, S. 262.

<sup>38</sup> Vgl. Hsiao, 2003, S. 30 f.

<sup>39</sup> Vgl. Prinz/Schulze, 2004, S. 3.

<sup>40</sup> Vgl. Alecke, 1997, S. 103.

<sup>41</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2001, S. 274.

<sup>42</sup> Vgl. Gujarati, 2003, S. 648.

Modell mit festen Effekten handelt es sich hier um ein zweistufiges Panelmodell (two way random effects).<sup>43</sup> Es müssen einige Annahmen für die einzelnen Komponenten getroffen werden: Sie sind normalverteilt, besitzen „white noise“-Eigenschaften und sind nicht miteinander korreliert.<sup>44</sup> Im Gegensatz zum LSDV-Modell dürfen hier die Individual- und Zeiteffekte nicht mit den Regressoren korreliert sein.<sup>45</sup> Für die  $u_{it}$  werden die Annahmen eines reinen Zufallsprozesses getroffen.<sup>46</sup> Da dieser Ausdruck aufgrund der zugelassenen Effekte autokorreliert ist,<sup>47</sup> besitzt er nicht die Eigenschaften eines reinen Zufallsprozesses. Gleichung (6) kann demnach nicht mit OLS effizient geschätzt werden. Daher wird die verallgemeinerte Methode der kleinsten Quadrate (GLS) angewandt.<sup>48</sup>

Existieren Individual- und/ oder Zeiteffekte, stellt sich die Frage, ob diese Größen als fest oder zufällig angesehen werden sollen. Um eine fundierte Entscheidung zwischen einem „fixed effects“- und einem „random effects“-Modell treffen zu können, kann der Hausman-Test herangezogen werden.<sup>49</sup> Dieser Test setzt an der heterogenen Annahme bzgl. der Korrelation zwischen den einzelnen Effekten und den Regressoren an.<sup>50</sup>

### 3 Empirische Untersuchung der rheinland-pfälzischen Exporte

#### 3.1 Querschnittsanalyse

##### 3.1.1 Verwendete Daten und Modellspezifikationen

Im Rahmen der Querschnittsanalyse sollen mehrere miteinander konkurrierende Modelle aufgestellt, geschätzt und gegenübergestellt werden. Die empirische Untersuchung bezieht sich jeweils auf 50 Länder<sup>51</sup> und das Jahr 2003.<sup>52</sup>

<sup>43</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2001, S. 275.

<sup>44</sup> Vgl. Hsiao, 2003, S. 34; Gujarati, 2003, S. 648; Eckey/Kosfeld/Dreger, 2001, S. 280.

<sup>45</sup> Vgl. Hsiao, 2003, S. 34.

<sup>46</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2001, S. 280 f.; vgl. auch Greene, 2000, S. 568.

<sup>47</sup> Vgl. z. B. Gujarati, 2003, S. 648 f.

<sup>48</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2001, S. 281.

<sup>49</sup> Vgl. Schulze/Prinz/Schweinberger, 2006, S. 226.

<sup>50</sup> Vgl. Schulze/Prinz/Schweinberger, 2006, S. 226.

<sup>51</sup> Für die Analyse werden neben den wichtigsten rheinland-pfälzischen Exportländern auch Länder aller Kontinente ausgewählt. Es gehen folgende Länder in die Analyse ein: Ägypten, Algerien, Argentinien, Australien, Belgien, Brasilien, Bulgarien, Chile, Dänemark, Estland, Finnland, Frankreich, Griechenland, Großbritannien, Indien, Iran, Irland, Israel, Italien, Japan, Kanada, Lettland, Libyen, Litauen, Luxemburg, Malta, Mexiko, Niederlande, Nigeria, Norwegen, Österreich, Polen, Portugal, Republik Korea, Republik Südafrika, Rumänien, Saudi-Arabien, Schweden, Schweiz, Slowakei, Slowenien, Spanien, Thailand, Tschechische Republik, Türkei, Ukraine, Ungarn, USA, Volksrepublik China und Zypern.

<sup>52</sup> Aufgrund von Datenrestriktionen liefert das Betrachtungsjahr 2003 die aktuellsten Daten. Es werden Außenhandelsdaten gegliedert nach Ländern betrachtet. Die Lieferung in deutsche Bundesländer bleibt somit außen vor.

Das Grundmodell wird durch folgende Gleichung beschrieben:<sup>53</sup>

$$\ln X_i = \gamma_0 + \beta_1 \ln YPC_i + \beta_2 \ln N_i + \beta_3 \ln D_i + u_i \quad (7)$$

Es ist zu erwarten, dass der rheinland-pfälzische Export positiv vom BIP pro Kopf und negativ von der Entfernung beeinflusst wird. Der Einfluss der Bevölkerungsgröße kann a priori nicht festgelegt werden.

Nun soll ein erweitertes Modell formuliert werden. Aus dem Bereich „handelspolitische Determinanten“ werden die folgenden drei Variablen zusätzlich ins Modell aufgenommen: „Mitglied der EU“, „Mitglied der OECD“ und „Mitglied der WTO“. Da es sich hier um handelsstimulierende Faktoren handelt wird ein positiver Einfluss erwartet. Diese drei Regressoren werden in Form von Dummy-Variablen (EU, OECD, WTO) aufgenommen.

Darüber hinaus wird die Dummy-Variable „Deutschsprachiges Land“ einbezogen. Es wird ein positiver Zusammenhang zwischen dem rheinland-pfälzischen Export und der gleichen Muttersprache im Export- und Zielland vermutet.

Weiterhin soll die Wirtschaftsordnung der rheinland-pfälzischen Handelspartnerländer bzgl. ihrer Liberalität beachtet werden. Hierzu geht der so genannte „Statusindex“<sup>54</sup> der Bertelsmann Stiftung in die Untersuchung ein. Dieser Index gibt den Entwicklungsstand eines Landes auf dem Weg zu Demokratie und Marktwirtschaft an.<sup>55</sup> Der Statusindex hat einen Wertebereich von eins (Kriterien für eine marktwirtschaftliche Demokratie werden nicht erfüllt) bis zehn (Kriterien werden voll erfüllt).<sup>56</sup> Somit wird von einem positiven Zusammenhang zwischen dem rheinland-pfälzischem Export und dem Statusindex ausgegangen.<sup>57</sup>

<sup>53</sup> Vgl. Gleichung (3) in Kapitel 2.3.1. Für die Angaben der Variablen siehe Variablenverzeichnis S. 31.

<sup>54</sup> Der Statusindex setzt sich aus zwölf Einzelkriterien der Bereiche Politik und Wirtschaft zusammen. Nähere Informationen zu den Kriterien können der Datenquelle entnommen werden. Siehe hierzu Datenverzeichnis, S. 32 f.

<sup>55</sup> Vgl. Brusis, 2004, S. 1.

<sup>56</sup> Vgl. Brusis, 2004, S. 2. Die jeweilige Bewertung bezieht sich auf den Entwicklungsstand im Gesamtfeld der untersuchten Länder. Da in der Analyse nur Länder berücksichtigt werden, die sich in einem entsprechenden Transformationsprozess befinden, liegt für entwickelte Länder, wie bspw. die USA, keine Bewertung vor. Für diese Länder wurde aus pragmatischen Gründen der Wert zehn angenommen. Dabei ist jedoch zu beachten, dass das Verhältnis zwischen den entwickelten Länder und solchen, die im Transformationsprozess sind, etwas verzerrt wird.

<sup>57</sup> Für ausführlichere Informationen zum Statusindex vgl. Brusis, 2004, S. 1-10.

Formal wird das erweiterte Modell durch folgende Gleichung beschrieben:

$$\ln X_i = \gamma_0 + \beta_1 \ln YPC_i + \beta_2 \ln N_i + \beta_3 \ln D_i + \beta_4 \ln EU_i + \beta_5 \ln OECD_i + \beta_6 \ln WTO_i + \beta_7 \ln DSL_i + \beta_8 \ln SI_i + u_i \quad (8)$$

Die Variablen  $X_i$ ,  $YPC_i$ ,  $N_i$  und  $D_i$  sind analog zum Grundmodell.  $EU_i$ ,  $OECD_i$  und  $WTO_i$  bezeichnen die Mitgliedschaft des Landes  $i$  in der EU, OECD bzw. WTO. Ob es sich beim Zielland  $i$  um ein deutschsprachiges Land handelt wird durch die Variable  $DSL_i$  bestimmt.  $SI_i$  gibt den Wert des Statusindex des Landes  $i$  an.

### 3.1.2 Schätzung und Beurteilung der Modelle

In diesem Abschnitt sollen die Ergebnisse der Schätzungen betrachtet werden. Das Grundmodell wird im Folgenden auch als „Modell A“ und das erweiterte Modell als „Modell B“ bezeichnet.

Beginnend mit Modell A<sup>58</sup> werden nun die Annahmen des klassischen Regressionsmodells überprüft. Der Goldfeld-Quandt-Test führt zu einem berechneten F-Wert von 0,316 mit einem p-value von 0,989. Demzufolge ist die Annahme homoskedastischer Störterme gegeben. Die Korrelationskoeffizienten zweier Regressoren sind alle dem Betrage nach kleiner als 0,8. Folglich kann unvollständige Multikollinearität ausgeschlossen werden. Die Prüfgröße des Jarque-Bera-Tests nimmt den Wert 7,2 an mit einem p-value von 0,027. Infolgedessen können normalverteilte Residuen zumindest bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 % angenommen werden.

Ein  $\bar{R}^2$  von 0,84 deutet auf eine hohe Anpassungsgüte der Regressionsgleichung hin. Die folgende Tabelle stellt die Schätzergebnisse der einzelnen Koeffizienten dar:

Variable	Koeffizient	p-value
Konstante	3,17598	0,00546
ln YPC	0,78028	0,00000
ln N	0,79230	0,00000
ln D	- 0,74031	0,00000

**Tabelle 1: Schätzergebnisse der Koeffizienten im Grundmodell**  
Quelle: Eigene Berechnungen

<sup>58</sup> Für eine detaillierte Ergebnisdarstellung siehe Anhang I, S. 22.

Die Koeffizienten sind alle hoch signifikant und weisen das vermutete Vorzeichen auf. Demnach führt ein um 1 % höheres BIP pro Kopf im Absatzland c. p. zu einer 0,78 % höheren rheinland-pfälzischen Ausfuhr in dieses Land. Der Export nimmt c. p. um 0,79 % zu, wenn die Bevölkerungsgröße im Zielland um 1 % steigt. Bei einer Zunahme der geografischen Entfernung um 1 % sinkt die Ausfuhr c. p. um 0,74 %. Die Konstante lässt sich nicht sinnvoll interpretieren.

Nun soll Modell B betrachtet werden.<sup>59</sup> Beim Goldfeld-Quandt-Test resultiert ein berechneter F-Wert von 0,211 mit einem p-value von 0,995. Folglich liegt auch im Modell B Homoskedastie vor. Bei der Betrachtung der Korrelationsmatrix findet sich bei keinem der Korrelationskoeffizienten ein Hinweis auf versteckte Multikollinearität. Der Jarque-Bera-Test zeigt einen berechneten Wert von 4,7 mit einem Signifikanzniveau von 0,096. Demzufolge können normalverteilte Residuen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % angenommen werden.

Mit einem  $\bar{R}^2$  von 0,86 besitzt die geschätzte Regressionsgerade eine hohe Anpassungsgüte. Die Schätzergebnisse der einzelnen Koeffizienten können der folgenden Tabelle entnommen werden:

Variable	Koeffizient	p-value
Konstante	2,78546	0,04874
ln YPC	0,48251	0,00033
ln N	0,75395	0,00000
ln D	- 0,57832	0,00000
ln EU	0,37688	0,12874
ln OECD	0,22754	0,41124
ln WTO	- 0,25536	0,50938
ln DSL	0,41341	0,32667
ln SI	1,03019	0,05409

**Tabelle 2: Schätzergebnisse der Koeffizienten im erweiterten Modell**  
Quelle: Eigene Berechnungen

Mit Ausnahme der WTO-Mitgliedschaft besitzen die Koeffizienten die erwarteten Vorzeichen. Allerdings ist keine der Dummy-Variablen in ihrer logarithmierten Form signifikant von Null verschieden. Dieses Ergebnis ist erstaunlich, da demnach Handelserleichterungen,

<sup>59</sup> Für eine detaillierte Ergebnisdarstellung siehe Anhang II, S. 23 f.

wie bspw. eine Freihandelszone keine Bedeutung für den Außenhandel besitzen würden. Ein um 1 % höheres BIP pro Kopf im Zielland führt c. p. zu 0,48 % höheren rheinland-pfälzischen Exporten in dieses Land. Wächst die Bevölkerung im potentiellen Absatzland um 1 %, steigt die Ausfuhr dorthin c. p. um 0,75 %. Der rheinland-pfälzische Export nimmt c. p. um 0,58 % ab, falls die Entfernung um 1 % steigt. Der Statusindex kann aufgrund seiner ordinalen Skalierung nicht wie die anderen Variablen interpretiert werden. Es soll lediglich festgehalten werden, dass er einen signifikanten positiven Einfluss auf den logarithmierten Wert der rheinland-pfälzischen Exporte hat.<sup>60</sup>

Aufgrund der fehlenden Signifikanz einiger Variablen im Modell B soll ein Ansatz, der ausschließlich die Grundvariablen und den Statusindex als Regressoren beinhaltet (Modell C) betrachtet werden.<sup>61</sup> Formal wird Modell C durch folgende Gleichung beschrieben:

$$\ln X_i = \gamma_0 + \beta_1 \ln YPC_i + \beta_2 \ln N_i + \beta_3 \ln D_i + \beta_4 \ln SI_i + u_i \quad (9)$$

Der berechnete F-Wert des Goldfeld-Quandt-Tests beträgt 0,383 mit einem p-value von 0,968. Somit ist die Annahme homoskedastischer Störgrößen erfüllt. Identisch zu den Modellen A und B, ist auch in Modell C kein Hinweis auf unvollständige Multikollinearität gegeben. Die Prüfgröße des Jarque-Bera-Tests nimmt den Wert 1,4 an. Das Signifikanzniveau liegt bei 0,508. Demzufolge können normalverteilte u-Terme unterstellt werden.

Die Regressionsgleichung besitzt mit einem  $\bar{R}^2$  von 0,86 eine hohe Anpassungsgüte. Die folgende Tabelle gibt einen Überblick der Schätzergebnisse der einzelnen Parameter:

Variable	Koeffizient	p-value
Konstante	2,18659	0,05243
ln YPC	0,63478	0,00000
ln N	0,81694	0,00000
ln D	- 0,72091	0,00000
ln SI	0,90211	0,01341

**Tabelle 3: Schätzergebnisse der Koeffizienten im Modell mit Basisvariablen und Statusindex**  
Quelle: Eigene Berechnungen

<sup>60</sup> Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 %.

<sup>61</sup> Für eine detaillierte Ergebnisdarstellung siehe Anhang III, S. 25.

Alle Variablen haben einen signifikanten Einfluss und die zugehörigen Koeffizienten weisen das erwartete Vorzeichen auf. Die Interpretation erfolgt analog zu den Modellen A und B.

Jedes der drei Modelle liefert (ausgenommen die fehlende Signifikanz der Dummy-Variablen im Modell B) gute Ergebnisse. Um zu entscheiden, welches von ihnen nun das „beste“ ist, werden die in Kapitel 2.3.1 genannten Kriterien herangezogen (siehe Tabelle 4):<sup>62</sup>

Kriterium	Modell A	Modell B	Modell C
$\bar{R}^2$	0,84	<b>0,86</b>	<b>0,86</b>
MSE	0,299	<b>0,237</b>	0,260
AIC	143,2	141,6	<b>138,3</b>
SIC	150,9	158,8	<b>147,9</b>

**Tabelle 4: Gegenüberstellung der Modelle der Querschnittsanalyse**

Quelle: Eigene Berechnungen

Aufgrund der dargestellten Kriterien wird hier Modell C als der „beste“ Ansatz betrachtet.

### 3.1.3 Kritische Würdigung der Ergebnisse

Insgesamt liefert die Querschnittsanalyse gute Ergebnisse: Die Modellannahmen des klassischen Regressionsmodells werden alle erfüllt, die Schätzgleichungen besitzen eine hohe „Erklärungskraft“ und die Koeffizienten sind größtenteils signifikant von Null verschieden. Allgemein ist also ein erweitertes Gravitationsmodell dem Grundmodell vorzuziehen.

Aus Gründen der Datenverfügbarkeit kann in der empirischen Untersuchung in dieser Arbeit nur ein Zeitpunkt betrachtet werden. Durch einen Vergleich der geschätzten Parameter zu verschiedenen Zeitpunkten, hätte eine Aussage über die Robustheit der Koeffizienten getroffen werden können.

Weiterhin kann die dynamische Struktur des Untersuchungsgegenstands nicht abgebildet werden. Entwicklungen über die Zeit, wie bspw. die preisliche Wettbewerbsfähigkeit, finden somit in der Analyse keine Berücksichtigung.

<sup>62</sup> Für die einzelnen Werte siehe Anhang I - III, S. 22-25.



## 3.2 Paneldatenanalyse

### 3.2.1 Verwendete Daten und Modellspezifikationen

Für die Paneldatenanalyse stehen Daten für 10 Länder<sup>63</sup> im Zeitraum von 1972 bis 2003 zur Verfügung. Da sich allgemein gezeigt hat, dass erweiterte Modelle angemessener sind als die reinen Grundmodelle, wird auf die Analyse solcher Basismodelle verzichtet. Um einen ersten Eindruck zu bekommen, ob Individual- und/ oder Zeiteffekte vorliegen, wird zuerst eine gepoolte Regression durchgeführt. Analog zur Querschnittsanalyse werden hierbei die Grundvariablen (YPC, N, D), die EU-Mitgliedschaft<sup>64</sup> und die Dummy-Variable bzgl. der Muttersprache im Bestimmungsland ins Modell aufgenommen. Die Angaben der Variablen<sup>65</sup> und der erwartete Zusammenhang sind analog zur Querschnittsanalyse.

Weiterhin wird die Variable „Politische Ordnung“ (POL) ins Panelmodell aufgenommen. Hierbei handelt es sich um einen Indikator des Polity IV Project (POLITY 2), der Länder hinsichtlich Demokratie bzw. Autokratie einstuft.<sup>66</sup> Der Indikator setzt sich aus mehreren Einzelkriterien<sup>67</sup> zusammen und nimmt Werte zwischen – 10 (streng autokratisch) und + 10 (streng demokratisch) an.<sup>68</sup> Da die logarithmierten Werte in die Schätzung eingehen und der natürliche Logarithmus für negative Zahlen nicht definiert ist, wird der Indikator in dieser Studie so definiert, dass er zwischen 10 (streng autokratisch) und 30 (streng demokratisch) liegt. Es wird ein positiver Zusammenhang zwischen den rheinland-pfälzischen Exporten und dem Polity-Indikator erwartet.

Die Wachstumsrate des BIP soll als Proxy-Variable für die Konsumstimmung im Zielland dienen. Da auch hier das Problem negativer Werte auftritt, wird stattdessen der „Wachstumsfaktor des BIP“ (WFY) als erklärende Variable ins Modell aufgenommen. Es wird angenommen, dass positive Wachstumsraten im Land zu einer positiven Konsumstimmung führen und damit den Konsum in diesem Land stimulieren. Ferner kann vermutet werden, dass ein höheres Konsumniveau im Zielland dessen Importe erhöht.<sup>69</sup> Demzufolge wird ein positiver Einfluss vom Wachstumsfaktor des BIP im Bestimmungsland auf den rheinland-pfälzischen Export erwartet.

---

<sup>63</sup> Neben wichtigen Handelspartner können Länder zumindest dreier Kontinente einbezogen werden. Es sind: Frankreich, Griechenland, Großbritannien, Japan, Niederlande, Österreich, Schweden, Schweiz, Spanien und die USA.

<sup>64</sup> Bis Ende 1992 bezieht sich die Dummy-Variable auf die Mitgliedschaft in der EG.

<sup>65</sup> Siehe Variablenverzeichnis, S. 31.

<sup>66</sup> Vgl. Marshall/Jagers, 2002, S. 12-16.

<sup>67</sup> Vgl. hierzu Marshall/Jagers, 2002, S. 13-16.

<sup>68</sup> Vgl. Marshall/Jagers, 2002, S. 15 f. Für nähere Informationen siehe Datenverzeichnis, S. 33.

<sup>69</sup> Vgl. Blanchard/Illing, 2004, S. 568.

Schließlich soll auch die „Entwicklung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft gegenüber den Handelspartnern“ (PWF) berücksichtigt werden. Hierfür wird ein Indikator der Deutschen Bundesbank verwendet. Dieser Indikator misst „die Preisentwicklung in Deutschland in Relation zu den Preisen ausländischer Konkurrenten unter Berücksichtigung von Wechselkursänderungen“<sup>70</sup> und wird auf Basis der Verbraucherpreise berechnet.<sup>71</sup> Sinkt der Indikator im Vergleich zum Vorjahr, verbessert sich die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft. Es kann erwartet werden, dass eine Verbesserung der preislichen Wettbewerbsfähigkeit die rheinland-pfälzische Ausfuhr steigern wird. Dementsprechend wird ein negativer Zusammenhang zwischen dem Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit und dem rheinland-pfälzischem Export vermutet.

Das gepoolte Regressionsmodell wird formal durch folgende Gleichung beschrieben:

$$\ln X_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln YPC_{it} + \beta_2 \ln N_{it} + \beta_3 \ln D_i + \beta_4 \ln EU_{it} + \beta_5 \ln DSL_i + \beta_6 \ln POL_{it} + \beta_7 \ln WFY_{it} + \beta_8 \ln PWF_{it} + u_{it} \quad (10)$$

Wie sich in Kapitel 3.2.2 zeigen wird, liegen sowohl individuelle als auch zeitliche Effekte vor. Aus diesem Grund werden nun ausschließlich Panelmodelle, die diese Effekte zulassen, formal betrachtet. Darüber hinaus hat sich im Laufe der empirischen Untersuchung gezeigt, dass die Bevölkerungsgröße (N) im Gegensatz zur Querschnittsanalyse keinen signifikanten Einfluss hat. Dies könnte damit zusammenhängen, dass lediglich entwickelte Länder in der Panelanalyse berücksichtigt werden (also fehlende Heterogenität hinsichtlich des Entwicklungsstandes in der Stichprobe). Die Importe der betrachteten Länder setzten sich möglicherweise überwiegend aus Luxusgütern bzw. Vorerzeugnissen von Luxusgütern zusammen, wodurch die Einfuhr aus Rheinland-Pfalz nicht von der absoluten Bevölkerungsgröße, sondern vom Wohlstand der Handelspartner bestimmt wird. Auch die Koeffizienten der Entfernungsvariablen (D) und der Dummy-Variable hinsichtlich der deutschen Sprache (DSL) sind im Modell mit zufälligen Effekten nicht signifikant von Null verschieden. Eine mögliche Begründung hierfür ist, dass beide Variablen über die zeitliche Dimension konstant sind und die Querschnittsdimension nur zehn Individuen umfasst. Die geringe Anzahl betrachteter Länder könnte also dafür verantwortlich sein, dass sich keine signifikanten Unterschiede im Hinblick auf Entfernung und Muttersprache herauskristallisieren lassen. Im Modell mit festen Effekten können diese Variablen (D, DSL) wegen ihrer zeitlichen Konstanz

<sup>70</sup> Deutsche Bundesbank, 2001, S. 54.

<sup>71</sup> Für nähere Informationen zum Indikator vgl. Deutsche Bundesbank, 2001, S. 54-56. Für Informationen zur Datenquelle siehe Datenverzeichnis, S. 33.

von vornherein nicht als Regressoren aufgenommen werden. Die nicht signifikanten Variablen (N, D, DSL) werden bei der formalen Darstellung vernachlässigt. Die folgende Gleichung stellt das Modell mit festen Effekten dar:

$$\ln X_{it} = \mu_i + \lambda_t + \beta_1 \ln YPC_{it} + \beta_2 \ln EU_{it} + \beta_3 \ln POL_{it} + \beta_4 \ln WFY_{it} + \beta_5 \ln PWF_{it} + u_{it} \quad (11)$$

Das Modell mit zufälligen Effekten wird formal wie folgt beschrieben:

$$\ln X_{it} = \gamma_0 + \beta_1 \ln YPC_{it} + \beta_2 \ln EU_{it} + \beta_3 \ln POL_{it} + \beta_4 \ln WFY_{it} + \beta_5 \ln PWF_{it} + u_{it} \quad (12)$$

mit  $u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}$

### 3.2.2 Schätzung und Beurteilung der Modelle

Es wird zunächst die gepoolte Regression [vgl. Gleichung (10)] betrachtet.<sup>72</sup> Da es bei der Durchführung der gepoolten Regressionsanalyse primär um die Aufdeckung möglicher Individual- und/ oder Zeiteffekte geht, soll ausschließlich das Ergebnis der ANOVA dargestellt werden (Tabelle 5).

Effekt	berechneter F-Wert	p-value
Individualeffekt	10,108	0,00000
Zeiteffekt	4,519	0,00000
Individual- und Zeiteffekt	5,777	0,00000

**Tabelle 5: ANOVA der gepoolten Regression**  
Quelle: Eigene Berechnungen

Es liegen eindeutig sowohl individuen- als auch zeitspezifische Effekte vor. Demzufolge ist die gepoolte Regression kein geeigneter Modellansatz und muss hiermit verworfen werden.

Im Folgenden werden deshalb die Schätzergebnisse der Panelmodelle vorgestellt. Da die Panelanalyse und speziell die Prüfung der Modellannahmen in der einschlägigen Fachliteratur bisher wenig ausgereift sind, besteht das schwerwiegende Problem der Annahmenüberprüfung. Die getrennte Prüfung der Annahmen für einzelne Zeitreihen bzw. Querschnitte ist zwar prinzipiell möglich, aber es bleibt dennoch fraglich, ob das Ergebnis der Einzelbetrachtung ohne weiteres auf das Gesamtbild übertragen werden kann. Die Bedingung normalver-

<sup>72</sup> Für eine detaillierte Ergebnisdarstellung siehe Anhang IV, S. 26 f.

teilter Störgrößen kann in der vorliegenden Arbeit aufgrund des Zentralen Grenzwertsatzes, als erfüllt gelten.<sup>73</sup> Für die nachfolgende Interpretation der Ergebnisse werden alle Modellannahmen ohne formale Überprüfung als gegeben vorausgesetzt.

Es wird zunächst das Modell mit festen Effekten [vgl. Gleichung (11)] betrachtet.<sup>74</sup> Mit einem  $\bar{R}^2$  von 0,97 besitzt die Schätzgleichung eine sehr hohe Anpassungsgüte. Die folgende Tabelle zeigt die Ergebnisse der einzelnen Koeffizienten:

Variable	Koeffizient	p-value
ln YPC	2,29291	0,00000
ln EU	0,05769	0,11529
ln POL	0,26927	0,00655
ln WFY	1,62197	0,00367
ln PWF	- 0,53649	0,00000

**Tabelle 6: Schätzergebnisse der Koeffizienten im Modell mit festen Effekten**  
Quelle: Eigene Berechnungen

Alle Parameter besitzen das vermutete Vorzeichen. Mit Ausnahme der logarithmierten Dummy-Variablen „EU“, sind alle Koeffizienten hoch signifikant von Null verschieden. Aufgrund der knappen Entscheidung soll die „Mitgliedschaft in der EU“ weiterhin im Modell Berücksichtigung finden.<sup>75</sup> Erhöht sich das BIP pro Kopf im Zielland um 1 %, steigen die rheinland-pfälzischen Exporte in dieses Land c. p. um 2,29 %. Wird ein potenzielles Absatzland von einem Nicht-Mitglied zu einem Mitgliedstaat der EU, erhöht sich die rheinland-pfälzische Ausfuhr dorthin c. p. um 0,06 %. Die Indikatoren der politischen Ordnung und der preislichen Wettbewerbsfähigkeit haben erwartungsgemäß einen positiven bzw. negativen Einfluss. Steigt der Wachstumsfaktor des BIP um 1 %, nehmen die Exporte c. p. um 1,62 % zu.

<sup>73</sup> Die Gesamtzahl der Beobachtungen beträgt 320.

<sup>74</sup> Für eine detaillierte Ergebnisdarstellung siehe Anhang V, S. 28.

<sup>75</sup> Auch aus pragmatischen Gründen wird die Variable nicht aus dem Modell eliminiert. Bei der Anwendung des Hausman-Tests werden die Vektoren der Koeffizientenschätzer des „fixed effects“- und „random effects“-Modells subtrahiert. Besitzen die Vektoren eine unterschiedliche Anzahl an Koeffizienten, kann der Test nicht durchgeführt werden.

Das Modell mit zufälligen Effekten<sup>76</sup> [vgl. Gleichung (12)] weist mit einem  $\bar{R}^2$  von 0,97 eine ebenso hohe Anpassungsgüte auf. Das Ergebnis der einzelnen Parameter kann der folgenden Tabelle entnommen werden:

Variable	Koeffizient	p-value
Konstante	- 4,13951	0,02150
ln YPC	1,97182	0,00000
ln EU	0,06430	0,07443
ln POL	0,25394	0,00898
ln WFY	1,65925	0,00239
ln PWF	- 0,57862	0,00000

**Tabelle 7: Schätzergebnisse der Koeffizienten im Modell mit zufälligen Effekten**  
Quelle: Eigene Berechnungen

Auch im „random effects“-Modell sind alle Variablen statistisch signifikant, und die Koeffizienten weisen die erwarteten Vorzeichen auf.

Um die Frage zu beantworten, ob das Modell mit festen oder zufälligen Effekten zutreffender ist, wird der Hausman-Test herangezogen. Die Prüfgröße nimmt einen berechneten  $\chi^2$ -Wert von 22,8 an und das Signifikanzniveau liegt bei 0,000.<sup>77</sup> Demzufolge sind die Individual- und Zeiteffekte mit den Regressoren korreliert, und das „fixed effects“-Modell ist vorzuziehen.

Die Bestimmung der Informationskriterien unterstützt das Ergebnis des Hausman-Tests. Sowohl AIC als auch SIC präferieren das Modell mit festen Effekten.<sup>78</sup>

### 3.2.3 Kritische Würdigung der Ergebnisse

Die Schätzgleichungen beider Panelmodelle weisen eine sehr hohe Anpassungsgüte auf. Die Koeffizienten besitzen alle das vermutete Vorzeichen. Die Größenordnung der Parameter unterscheidet sich kaum zwischen dem Modell mit festen und dem mit zufälligen Effekten.

Die Vernachlässigung der Annahmenüberprüfung ist jedoch stark zu bemängeln. Paneldaten liefern im Allgemeinen eine hohe Anzahl von Beobachtungen.<sup>79</sup> Somit erhöht sich die Zahl

<sup>76</sup> Für eine detaillierte Ergebnisdarstellung siehe Anhang VI, S. 29.

<sup>77</sup> Siehe Anhang VII, S. 29.

<sup>78</sup> Für detaillierte Ergebnisse siehe Anhang VIII, S. 30.

<sup>79</sup> Vgl. Hsiao, 2003, S. 3.

der Freiheitsgrade und die Gefahr von Multikollinearität wird reduziert.<sup>80</sup> Auch die Annahme normalverteilter Residuen kann häufig durch den Zentralen Grenzwertsatz begründet werden. Nichts desto trotz muss mit einem gemeinsamen Vorliegen von Heteroskedastie und Autokorrelation gerechnet werden. Für diese Annahmenüberprüfungen schlägt die Literatur bisher kaum Testprozeduren vor.

Im Modell fester Effekte kann der isolierte Einfluss der Entfernung nicht ermittelt werden. Dies ist insofern zu kritisieren, da es sich bei der Distanzvariablen um eine Basisgröße des Gravitationsansatzes handelt. Selbst im Modell zufälliger Effekte ist ihr Koeffizient nicht signifikant von Null verschieden. Auch die Bevölkerungsgröße, als eine der Massevariablen, besitzt weder im „fixed effects“- noch im „random effects“-Modell einen signifikanten Einfluss. Somit weisen die hier betrachteten Panelmodelle nicht mehr viele Eigenschaften des ursprünglichen Gravitationsansatzes auf.

Weiterhin wird außer Acht gelassen, dass die  $\beta$ -Koeffizienten über die Individuen und/ oder die Zeit variieren können. Je nachdem welche Variationen zugelassen werden und ob diese als fest oder zufällig betrachtet werden, kommen verschiedene Modelle in Betracht.<sup>81</sup>

Der Datensatz, der der Analyse zugrunde liegt, erfasst über die zeitliche Dimension eine relativ hohe Anzahl von Jahren (32 Jahre). Aufgrund der Datenverfügbarkeit können jedoch über die Querschnittsdimension nur 10 Länder betrachtet werden. Diese Länder sind im Allgemeinen sehr homogen, weshalb z. B. der Einfluss der Mitgliedschaft in der OECD und der WTO nicht analysiert werden konnte.

#### **4 Schlussbetrachtung**

Das Ziel dieser Studie ist die empirische Überprüfung der Anwendbarkeit des Gravitationsmodells zur Analyse internationaler Handelsströme. Es wurden verschiedene Modellspezifikationen mit unterschiedlichen Schätzansätzen betrachtet. Es zeigt sich, dass die Panelmodelle im Allgemeinen zu einem höheren  $\bar{R}^2$  führen als reine Modelle der Querschnittsschätzung. Weiterhin sind erweiterte Modelle den Grundmodellen vorzuziehen. Im Bereich der Paneldatenanalyse ist ein Modell mit festen Individual- und Zeiteffekten zu präferieren.

---

<sup>80</sup> Vgl. Hsiao, 2003, S. 3.

<sup>81</sup> Für eine Modellübersicht vgl. z. B. Judge/Griffiths/Hill/Lütkepohl/Lee, 1985, S. 517.

Alle Basisvariablen des Gravitationsansatzes (YPC, N, D) sind in der Querschnittsanalyse hoch signifikant. Beim Panelschätzansatz dagegen nur das BIP pro Kopf. Ein Vorteil der Paneldatenanalyse ist, dass die dynamische Struktur Berücksichtigung findet. Somit können in den Panelmodellen der Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit und der Wachstumsfaktor des BIP als Erklärungsgrößen einbezogen werden. Beide Variablen erweisen sich als hoch signifikant.

Auf den ersten Blick erscheint der Panelansatz geeigneter zu sein. Wird jedoch bedacht, dass in dieser Arbeit Gravitationsmodelle untersucht werden, ist kritisch anzumerken, dass die Basisvariablen, die ein Gravitationsmodell ausmachen, mit Ausnahme des BIP pro Kopf, hier als nicht relevant erscheinen.

Die vorliegende Studie führt also zu dem Schluss, dass ein Gravitationsmodell zur Erklärung internationaler Handelsströme im Rahmen der Querschnittsanalyse ein geeigneter Ansatz ist. Dagegen erweist sich die Gravitationstheorie bei der Panelschätzung in dieser Analyse als weniger geeignet.

## ANHANG

- Anhang I: Ergebnisse der Querschnittsschätzung des Grundmodells (Modell A)
- Anhang II: Ergebnisse der Querschnittsschätzung des erweiterten Modells (Modell B)
- Anhang III: Ergebnisse der Querschnittsschätzung des Modells mit Basisvariablen und Statusindex (Modell C)
- Anhang IV: Schätzergebnisse der gepoolten Regression
- Anhang V: Schätzergebnisse des Modells mit festen Effekten
- Anhang VI: Schätzergebnisse des Modells mit zufälligen Effekten
- Anhang VII: Hausman-Test
- Anhang VIII: AIC und SIC der Panelmodelle



### Anhang I: Ergebnisse der Querschnittsschätzung des Grundmodells (Modell A)

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable X

Usable Observations	50	Degrees of Freedom	46
Centered R**2	0.849420	R Bar **2	0.8396
Standard Error of Estimate			0.5698
Sum of Squared Residuals			14.9395
Regression F(3,46)			86.4954
Significance Level of F			0.0000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	3.175982566	1.089059064	2.91626	0.00545
2. ln YPC	0.780279762	0.073973767	10.54806	0.00000
3. ln N	0.792302825	0.058292107	13.59194	0.00000
4. ln D	-0.740309363	0.086680258	-8.54069	0.00000

⇒ Die Schätzgleichung besitzt mit einem  $\bar{R}^2$  von 0,84 eine hohe Anpassungsgüte. Die Koeffizienten sind alle hoch signifikant von Null verschieden.

#### Goldfeld-Quandt-Test:

F(17,17) = 0.31593                      Significance Level 0.98873625

⇒ Die Nullhypothese wird gestützt. Die Residuen sind homoskedastisch.

#### Korrelationsmatrix:

Covariance\Correlation Matrix of Coefficients

	Constant	ln YPC	ln N	ln D
Constant	1.18604	-0.84237	-0.41470	-0.45000
ln YPC	-0.06786	0.00547	0.28573	0.15348
ln N	-0.02632	0.00123	0.00339	-0.46721
ln D	-0.04248	0.00098	-0.00236	0.00751

⇒ Die Korrelationskoeffizienten zweier Regressoren sind alle dem Betrage nach kleiner als 0,8. Es ist kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität gegeben.

#### Jarque-Bera-Test:

Jarque-Bera     7.19454                      Signif Level (JB=0) 0.02739843

⇒ Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 % wird die Nullhypothese gestützt. Die Residuen sind normalverteilt.

#### Informationskriterien und MSE:

AIC: 143.20050                      SIC: 150.84859                      MSE: 0.29879038

**Anhang II:** Ergebnisse der Querschnittsschätzung des erweiterten Modells (Modell B)

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable X

Usable Observations	50	Degrees of Freedom	41
Centered R**2	0.880563	R Bar **2	0.8572
Standard Error of Estimate			0.5376
Sum of Squared Residuals			11.8497
Regression F(8,41)			37.7848
Significance Level of F			0.0000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	2.785454854	1.371238682	2.03134	0.04873
2. ln YPC	0.482504545	0.123032557	3.92176	0.00032
3. ln N	0.753953049	0.072521637	10.39625	0.00000
4. ln D	-0.578320323	0.109155650	-5.29813	0.00000
5. ln EU	0.376874668	0.243085242	1.55038	0.12873
6. ln OECD	0.227537339	0.274076557	0.83020	0.41123
7. ln WTO	-0.255356786	0.383639545	-0.66562	0.50938
8. ln DSL	0.413414165	0.416448020	0.99271	0.32667
9. ln SI	1.030186552	0.519489460	1.98307	0.05408

⇒ Die Schätzgleichung besitzt mit einem  $\bar{R}^2$  von 0,86 eine hohe Anpassungsgüte. Mit Ausnahme der Dummy-Variablen sind alle Koeffizienten signifikant von Null verschieden.

Goldfeld-Quandt-Test:

F(12,13) = 0.21130

Significance Level 0.99451386

⇒ Die Nullhypothese wird gestützt. Die Residuen sind homoskedastisch.

**Hinweis:** Die beiden Teilregressionen besitzen den gleichen Stichprobenumfang ( $n_1 = n_2$ ). Die Differenz von eins bei den Freiheitsgraden kommt dadurch zustande, dass beim Ordnen der Datenreihe, nur in der zweiten Stichprobe Länder mit deutscher Muttersprache vorliegen und somit die Variable „DSL“ in der ersten Stichprobe eliminiert werden musste.

Korrelationsmatrix:**Covariance\Correlation Matrix of Coefficients**

	Constant	ln YPC	ln N	ln D	ln EU
Constant	1.88029	-0.45446	-0.62944	-0.06839	0.01865
ln YPC	-0.07667	0.01513	0.40170	-0.38924	-0.33151
ln N	-0.06259	0.00358	0.00525	-0.58868	-0.21417
ln D	-0.01023	-0.00522	-0.00466	0.01191	0.46769
ln EU	0.00621	-0.00991	-0.00377	0.01240	0.05909
ln OECD	0.20158	-0.01657	-0.01089	0.01092	-0.00690
ln WTO	0.11846	0.01471	-0.00322	-0.00724	-0.00905
ln DSL	-0.00674	-0.01088	-0.00334	0.01259	0.01744
ln SI	-0.34583	-0.02564	0.01179	0.00403	0.00905

  

	ln OECD	ln WTO	ln DSL	ln SI
Constant	0.53637	0.22519	-0.01181	-0.48549
ln YPC	-0.49151	0.31174	-0.21253	-0.40128
ln N	-0.54822	-0.11602	-0.11072	0.31306
ln D	0.36524	-0.17299	0.27704	0.07117
ln EU	-0.10363	-0.09704	0.17232	0.07169
ln OECD	0.07511	-0.04410	0.01965	-0.22083
ln WTO	-0.00463	0.14717	-0.08904	-0.69307
ln DSL	0.00224	-0.01422	0.17342	0.08848
ln SI	-0.03144	-0.13812	0.01914	0.26986

⇒ Die Korrelationskoeffizienten sind alle dem Betrage nach kleiner als 0,8. Es ist kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität gegeben.

Jarque-Bera-Test:

Jarque-Bera 4.69746                      Signif Level (JB=0) 0.09549058

⇒ Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % wird die Nullhypothese gestützt. Die Residuen sind normalverteilt.

Informationskriterien und MSE:

AIC: 141.61517              SIC: 158.82338              MSE: 0.23699419

**Anhang III:** Ergebnisse der Querschnittsschätzung des Modells mit Basisvariablen und Statusindex (Modell C)

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable X

Usable Observations	50	Degrees of Freedom	45
Centered R**2	0.868746	R Bar **2	0.8570
Standard Error of Estimate			0.5379
Sum of Squared Residuals			13.0221
Regression F(4,45)			74.4618
Significance Level of F			0.0000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	2.186586111	1.097517103	1.99230	0.05242
2. ln YPC	0.634781157	0.089837992	7.06584	0.00000
3. ln N	0.816944063	0.055850906	14.62723	0.00000
4. ln D	-0.720906997	0.082167631	-8.77361	0.00000
5. ln SI	0.902104507	0.350459171	2.57406	0.01341

⇒ Die Schätzgleichung besitzt mit einem  $\bar{R}^2$  von 0,86 eine hohe Anpassungsgüte. Die Koeffizienten sind alle signifikant von Null verschieden.

Goldfeld-Quandt-Test:

F(16,16) = 0.38332                      Significance Level 0.96814620

⇒ Die Nullhypothese wird gestützt. Die Residuen sind homoskedastisch.

Korrelationsmatrix:

Covariance\Correlation Matrix of Coefficients

	Constant	ln YPC	ln N	ln D	ln SI
Constant	1.20454	-0.39292	-0.44272	-0.45185	-0.35021
ln YPC	-0.03874	0.00807	0.11095	0.06107	-0.62918
ln N	-0.02713	0.00055	0.00311	-0.44263	0.17140
ln D	-0.04074	0.00045	-0.00203	0.00675	0.09173
ln SI	-0.13470	-0.01980	0.00335	0.00264	0.12282

⇒ Die Korrelationskoeffizienten sind alle dem Betrage nach kleiner als 0,8. Es ist kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität gegeben.

Jarque-Bera-Test:

Jarque-Bera 1.35630                      Signif Level (JB=0) 0.50755508

⇒ Die Nullhypothese wird gestützt. Die Residuen sind normalverteilt.

Informationskriterien und MSE:

AIC: 138.33254                      SIC: 147.89265                      MSE: 0.26044274

**Anhang IV:** Schätzergebnisse der gepoolten Regression

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable X

Panel(32) of Annual Data From 1//1972:01 To 10//2003:01

Usable Observations 320 Degrees of Freedom 311

Centered R\*\*2 0.8928 R Bar \*\*2 0.890085

Standard Error of Estimate 0.2723

Sum of Squared Residuals 23.0737

Regression F(8,311) 323.9049

Significance Level of F 0.0000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	14.15735	0.84409	16.77232	0.0000
2. ln YPC	0.26780	0.04774	5.60960	0.0000
3. ln N	0.68504	0.02066	33.15325	0.0000
4. ln D	-0.68725	0.02526	-27.19920	0.0000
5. ln EU	0.20109	0.04935	4.07436	0.0000
6. ln DSL	0.58036	0.06254	9.27902	0.0000
7. ln POL	0.52342	0.15355	3.40880	0.0007
8. ln WFY	2.51609	0.75567	3.32959	0.0009
9. ln PWF	-1.60016	0.11801	-13.55906	0.0000

⇒ Die Schätzgleichung besitzt mit einem  $\bar{R}^2$  von 0,89 eine hohe Anpassungsgüte. Die Koeffizienten sind alle hoch signifikant von Null verschieden.

Korrelationsmatrix:

## Covariance\Correlation Matrix of Coefficients

	Constant	ln YPC	ln N	ln D	ln EU
Constant	0.71248	-0.45235	0.17182	-0.00299	-0.11258
ln YPC	-0.01822	0.00227	-0.44783	0.19277	0.35715
ln N	0.00299	-0.00044	0.00042	-0.47875	-0.22159
ln D	-0.00006	0.00023	-0.00024	0.00063	0.66774
ln EU	-0.00469	0.00084	-0.00022	0.00083	0.00243
ln DSL	0.01240	-0.00077	0.00046	0.00062	0.00143
ln POL	-0.06265	-0.00201	0.00011	-0.00086	-0.00250
ln WFY	-0.01071	-0.00220	-0.00035	-0.00163	-0.00239
ln PWF	-0.07541	0.00112	-0.00034	-0.00037	-0.00002
	ln DSL	ln POL	ln WFY	ln PWF	
Constant	0.23489	-0.48337	-0.01680	-0.75709	
ln YPC	-0.25822	-0.27456	-0.06106	0.19918	
ln N	0.36028	0.03744	-0.02295	-0.14232	
ln D	0.39804	-0.22368	-0.08542	-0.12521	
ln EU	0.46346	-0.33015	-0.06412	-0.00477	
ln DSL	0.00391	-0.19827	0.01250	-0.26339	
ln POL	-0.00190	0.02357	0.22249	0.10397	
ln WFY	0.00059	0.02581	0.57104	-0.12599	
ln PWF	-0.00194	0.00188	-0.01123	0.01392	

⇒ Die Korrelationskoeffizienten zweier Regressoren sind alle dem Betrage nach kleiner als 0,8. Es ist kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität gegeben.

Test auf Individual- und Zeiteffekte:

## Analysis of Variance for Series RESIDS

Source	Sum of Squares	Degrees	Mean Square	F-Statistic	Signif
INDIV	4.1153709415	9	0.457263437	10.1083	0.0000
TIME	6.3374427168	31	0.204433636	4.5192	0.0000
JOINT	10.4528136583	40	0.261320341	5.7768	0.0000
ERROR	12.6209164135	279	0.045236259		
TOTAL	23.0737300719	319			

⇒ Die Nullhypothese wird jeweils abgelehnt. Es liegen Individual- und Zeiteffekte vor.

Test auf Varianzgleichheit:

## Test of Equal Variances for Series RESIDS

Chi-Squared(9) = 113.978978                      Significance Level 0.00000000

⇒ Die Nullhypothese gleicher Varianzen wird abgelehnt.

**Anhang V: Schätzergebnisse des Modells mit festen Effekten**

## Panel Regression - Estimation by Fixed Effects

Dependent Variable X

Panel(32) of Annual Data From 1//1972:01 To 10//2003:01

Usable Observations 320 Degrees of Freedom 274

Centered R\*\*2 0.9700 R Bar \*\*2 0.9650

Standard Error of Estimate 0.1534

Sum of Squared Residuals 6.4549

Regression F(45,274) 197.0234

Significance Level of F 0.0000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. ln YPC	2.29290	0.17434	13.15138	0.00000
2. ln EU	0.05769	0.03652	1.57987	0.11528
3. ln POL	0.26927	0.09826	2.74013	0.00654
4. ln WFY	1.62196	0.55353	2.93022	0.00367
5. ln PWF	-0.53648	0.09366	-5.72802	0.00000

⇒ Die Schätzgleichung besitzt mit einem  $\bar{R}^2$  von 0,97 eine sehr hohe Anpassungsgüte. Mit Ausnahme der Variablen EU sind die Koeffizienten signifikant von Null verschieden.

Korrelationsmatrix:

## Covariance\Correlation Matrix of Coefficients

	ln YPC	ln EU	ln POL	ln WFY	ln PWF
ln YPC	0.03039	0.00332	0.11033	-0.07776	0.21125
ln EU	0.00002	0.00133	-0.31340	-0.00555	-0.15801
ln POL	0.00189	-0.00112	0.00965	0.15306	0.04947
ln WFY	-0.00750	-0.00011	0.00832	0.30639	-0.15801
ln PWF	0.00344	-0.00054	0.00045	-0.00819	0.00877

⇒ Die Korrelationskoeffizienten sind alle dem Betrage nach kleiner als 0,8. Es ist kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität gegeben.

**Anhang VI:** Schätzergebnisse des Modells mit zufälligen Effekten

Panel Regression - Estimation by Random Effects

Dependent Variable X

Panel(32) of Annual Data From		1//1972:01 To	10//2003:01
Usable Observations	320	Degrees of Freedom	314
Centered R**2	0.9696	R Bar **2	0.9691
Standard Error of Estimate			0.1443
Sum of Squared Residuals			6.5436

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	-4.13951	1.80047	-2.29912	0.02149
2. ln YPC	1.97182	0.15901	12.40035	0.00000
3. ln EU	0.06429	0.03604	1.78395	0.07443
4. ln POL	0.25393	0.09718	2.61301	0.00897
5. ln WFY	1.65925	0.54628	3.03734	0.00238
6. ln PWF	-0.57862	0.09233	-6.26680	0.00000

⇒ Die Schätzgleichung besitzt mit einem  $\bar{R}^2$  von 0,97 einen sehr hohen „Erklärungsgehalt“. Die Koeffizienten sind alle signifikant von Null verschieden.

Korrelationsmatrix:**Covariance\Correlation Matrix of Coefficients**

	Constant	ln YPC	ln EU	ln POL	ln WFY	ln PWF
Constant	3.24171	-0.93848	0.08265	-0.28045	0.06970	-0.42624
ln YPC	-0.26868	0.02528	0.00202	0.10164	-0.07742	0.20812
ln EU	0.00536	0.00001	0.00129	-0.31465	-0.00593	-0.15360
ln POL	-0.04907	0.00157	-0.00110	0.00944	0.15464	0.04869
ln WFY	0.06855	-0.00672	-0.00011	0.00820	0.29842	-0.15804
ln PWF	-0.07085	0.00305	-0.00051	0.00043	-0.00797	0.00852

⇒ Die Korrelationskoeffizienten zweier Regressoren sind alle dem Betrage nach kleiner als 0,8. Es ist kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität gegeben.

**Anhang VII:** Hausman-Test

Chi-Squared(5) = 22.800580

Significance Level 0.00036852

⇒ Die Nullhypothese wird abgelehnt. Die Individual- und Zeiteffekte sind mit den Regressoren korreliert. Das Modell mit festen Effekten wird präferiert.



**Anhang VIII: AIC und SIC der Panelmodelle**Modell mit festen Individual- und Zeiteffekten:

AIC: 606.75082

SIC: 625.59242

Modell mit zufälligen Individual- und Zeiteffekten:

AIC: 613.11668

SIC: 635.72661

- ⇒ Die Informationskriterien nehmen jeweils im „fixed effects“-Modell den niedrigeren Wert an. Das Modell mit festen Effekten ist vorzuziehen.

**VARIABLENVERZEICHNIS**

constant	Konstante
X	Rheinland-pfälzische Exporte (in 1.000 € und Preisen von 2000)
YPC	BIP pro Kopf (in € und Preisen von 2000)
N	Bevölkerungsgröße (in 1.000 Einwohner)
D	Geografische Entfernung zwischen Frankfurt am Main und der Hauptstadt des Ziellandes (Luftlinie in km)
EU	Mitglied der EU (Dummy-Variable)
OECD	Mitglied der OECD (Dummy-Variable)
WTO	Mitglied der WTO (Dummy-Variable)
DSL	Deutschsprachiges Land (Dummy-Variable)
SI	Statusindex (Index; Wertebereich: 1-10)
POL	Politische Ordnung (Indikator; Wertebereich: 10-30)
WFY	Wachstumsfaktor des BIP
PWF	Preisliche Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft (Indikator)

## DATENVERZEICHNIS

- Rheinland-pfälzische Exporte (in 1.000 DM bzw. in 1.000 €)

*Quelle:* Statistisches Landesamt Rheinland-Pfalz, u. a. Statistische Taschenbücher diverser Jahrgänge, Statistische Berichte diverser Jahrgänge, Bad Ems.

- BIP pro Kopf (in US-Dollar in Preisen von 2000)
- Bevölkerung (in 1.000 Einwohner)
- Jährliche Wachstumsrate des BIP (in %)
- Verbraucherpreisindex für Deutschland mit Basisjahr 2000

*Quelle:* Statistisches Bundesamt, u. a. Statistische Jahrbücher für das Ausland, Wiesbaden.

- Geografische Entfernung zwischen Frankfurt am Main und den Hauptstädten des jeweiligen Ziellandes (Luftlinie in km)

*Quelle:* Entfernungskalkulator im Internet:

[www.mead.k12.wa.us/SHILOH/Griffith/MrGsWebPage2/distance.htm](http://www.mead.k12.wa.us/SHILOH/Griffith/MrGsWebPage2/distance.htm).

- Mitgliedstaaten der EU bzw. EG

*Quelle:* Fischer Weltalmanach 2006.

- Mitgliedstaaten der OECD

*Quelle:* OECD, <http://www.oecd.org>.

- Mitgliedstaaten der WTO

*Quelle:* WTO, <http://www.wto.org>.

- Statusindex

*Quelle:* Bertelsmann Stiftung, <http://www.bertelsmann-transformation-index.de>

Beschreibung der Kriterien:

[http://bti2003.bertelsmann-transformation-index.de/fileadim/pdf/Indikatoren\\_und\\_Kriterien.pdf](http://bti2003.bertelsmann-transformation-index.de/fileadim/pdf/Indikatoren_und_Kriterien.pdf)

Statusindex:

<http://bti2003.bertelsmann-transformation-index.de/37.0.html>

- Indikator POLITY 2

*Quelle:* Polity IV Project, <http://www.cidcm.umd.edu/inscr/polity>.

- Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft
- Euroreferenzkurs der EZB gegenüber dem US-Dollar
- Devisenkurse der Frankfurter Börse

*Quelle:* Deutsche Bundesbank, Frankfurt

Euro-Referenzkurs (US-Dollar zu €):

[http://www.bundesbank.de/statistik/statistik\\_zeitreihen.php?func=row&tr=wj5636](http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php?func=row&tr=wj5636)

Devisenkurs (DM zu US-Dollar):

[http://www.bundesbank.de/statistik/statistik\\_zeitreihen.php?func=row&tr=wj5009](http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php?func=row&tr=wj5009).

## LITERATURVERZEICHNIS

- Alecke, B. (1997):** Regressionsanalyse mit Panel-Daten: Eine Einführung, in: ZA-Information 40, S. 87-121.
- Amin, R. M./ Hamid, Z./ Saad, N. M. (2004):** Economic Integration Among the League of Arab States: An Empirical Evidence.
- Anderson, J. E. (1979):** A Theoretical Foundation for the Gravity Equation, in: The American Economic Review, Vol. 69, No. 1, S. 106-116.
- Baier, S. C./ Bergstrand, J. H. (2004):** Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade?.
- Batten, D. F./ Boyce, D. E. (1986):** Spatial Interaction, Transportation, and Interregional Commodity Flows, in: Handbook of Regional and Urban Economics, Vol. 1, S. 357-406.
- Bergstrand, J. H. (1985):** The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence, in: The Review of Economics and Statistics, Vol. 67, No. 3, S. 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, Vol. 71, No. 1, S. 143-153.
- Blanchard, O./ Illing, G. (2004):** Makroökonomie, 3., aktualisierte Auflage, München (Person Studium).
- Brusis, M. (2004):** Governance-Messung: Konzepte und Methoden im Vergleich, Arbeitspapier, Centrum für Angewandte Politikforschung, Ludwig-Maximilians-Universität, München.
- Cheng, I./ Wall, H. J. (2005):** Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration, in: Federal Reserve Bank of St. Louis, Vol. 87, No. 1, S. 49-63.

- Deardorff, A. V. (1998):** Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?, in: *The Regionalization of the World Economy*, S. 7-28.
- Deutsche Bundesbank (2001):** Monatsbericht November 2001, 53. Jg., Nr. 11.
- Dobrinski, P./ Krakau, G./ Vogel, A. (1974):** Physik für Ingenieure, 3., neubearbeitete und erweiterte Auflage, Stuttgart (B. G. Teubner).
- Eckey, H.-F./ Kosfeld, R./ Dreger, C. (2001):** Ökonometrie. Grundlagen – Methoden – Beispiele, 2. Auflage, Wiesbaden (Gabler).
- Egger, P./ Pfaffermayr, M. (2003):** The Proper Panel Econometric Specification of the Gravity Equation: A three-way Model with Bilateral Interaction Effects, in: *Empirical Economics*, Vol. 28, S. 571-580.
- Estima (2000a):** RATS Version 5, Reference Manual, Evanston.
- Estima (2000b):** RATS Version 5, User's Guide, Evanston.
- Gujarati, D. N. (2003):** Basic Econometrics, 4<sup>th</sup> ed., New York u. a. (McGraw Hill).
- Hacker, R. S./ Einarsson, H. (2003):** The Pattern, Pull, and Potential of Baltic Sea Trade, in: *The Annals of Regional Science*, Vol. 37, S. 15-29.
- Hsiao, C. (2003):** Analysis of Panel Data, 2<sup>nd</sup> ed., Econometric Society Monographs, No. 34, Cambridge (Universtiy Press).
- Jost, T. (2001):** Bestimmungsgründe der regionalen Struktur der deutschen Exporte, in: *Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften*, Jg. 52, S. 95-109.
- Judge, G. G./ Griffiths, W. E./ Hill, R. C./ Lütkepohl, H./ Lee, T.-C. (1985):** The Theory and Practice of Econometrics, 2<sup>nd</sup> ed., New York u. a. (Wiley).
- Marshall, M. G./ Jagers, K. (2002):** Polity IV Project: Dataset Users' Manual, Maryland.
- Noland, M. (2005):** Affinity and International Trade, in: *Working Paper Series*, No. 05-3.

- Oguledo, V. I./ Macphee, C. R. (1994):** Gravity Models: A Reformulation and an Application to Discriminatory Trade Arrangements, in: Applied Economics, Vol. 26, S. 107-120.
- Paas, T. (2003):** Regional Integration and International Trade in the Context of EU Eastward Enlargement, in: HWWA Discussion Paper, No. 218.
- Prinz, A./ Schulze, P. M. (2004):** Zur Entwicklung von Containerschiffsflotten – Eine Paneldatenanalyse, Arbeitspapier Nr. 26, Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz.
- Schöler, K. (2005):** Raumwirtschaftstheorie, München (Vahlen).
- Schulze, P. M./ Prinz, A./ Schweinberger, A. (2006):** Angewandte Statistik und Ökonometrie mit WinRATS, München (Oldenbourg).
- Sohn, C.-H. (2005):** Does the Gravity Model Fit Korea's Trade Patterns? Implications for Korea's FTA Policy and North-South Korean Trade, in: Center for International Trade Studies (CITS) Working Papers, No. 2005-02.
- van Suntum, U. (2000):** Kaufkraftströme im Einzelhandel, Ein gravitationstheoretisches Prognosemodell, in: Raumforschung und Raumordnung, Jg. 58, S. 448-456.

**Autoren:**

Julia König, Dipl.-Kffr., Projektbearbeiterin

Peter M. Schulze, Univ.-Prof. Dr., Leiter des Instituts für Statistik und Ökonometrie,  
Johannes Gutenberg-Universität Mainz

Bisher erschienene Arbeitspapiere:

- 1 Peter M. Schulze, Prognoseverfahren wissenschaftlicher Institute in der Bundesrepublik Deutschland. Überblick über eine Umfrage (Dezember 1993)
- 2 Martina Nold / Peter M. Schulze, Möglichkeiten und Grenzen der Quantifizierung der Schattenwirtschaft (April 1994)
- 3 Armin Seher, Einfluß der Integrationsordnung bei Zeitreihen auf die Spezifikation von Fehlerkorrekturmodellen (Juni 1994)
- 4 Lars Berg / Armin Gemünden / Frank Hubert / Ralf Leonhardt / Michael Leroudier, Die Situation der Studentenschaft in den Wirtschaftswissenschaften an der Universität Mainz im Frühjahr 1994. Ergebnisse einer Umfrage (August 1994)
- 5 Christoph Balz, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Entwicklung des Kapitalmarktzinses in der Bundesrepublik Deutschland (Oktober 1994)
- 6 Reinhard Elkmann / Nora Lauterbach / Stephan Wind, Tertiärisierung regionaler Wirtschaftsstrukturen. Eine empirische Analyse kreisfreier Städte und Landkreise in Hessen, Rheinland-Pfalz und dem Saarland (Dezember 1994)
- 7 Peter M. Schulze / Uwe Spieker, Deutsche Aktienindizes. Statistische Konzepte und Beispiele (Dezember 1994)
- 8 Armin Seher / Peter M. Schulze, Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes. Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts (Januar 1995)
- 9 Reinhard Elkmann / Annette Klostermann / Kerstin Lieder, Zur intertemporalen Konstanz der Struktur regionaler Lohn- und Gehaltsniveaus in der Bundesrepublik Deutschland (Mai 1995)
- 10 Christoph Fischer, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Kaufkraftparitätentheorie (März 1996)
- 11 Ralf Becker / Claudia Müller, Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen (Oktober 1996)
- 12 Frank Hubert, Klassifizierung der Arbeitsmärkte in den OECD-Ländern mittels Cluster- und Diskriminanzanalyse (April 1997)
- 13 Frank Hubert, Das Okun'sche Gesetz: Eine empirische Überprüfung für ausgewählte OECD-Länder unter besonderer Berücksichtigung der nationalen Arbeitsmarktordnungen (September 1997)
- 14 Christoph Balz/ Peter M. Schulze, Die Rolle nationaler, regionaler und sektoraler Faktoren für die Variation von Output, Beschäftigung und Produktivität in der Bundesrepublik Deutschland (Dezember 1997)



- 15 Peter M. Schulze, Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum: Eine quantitative Analyse mit kleinräumigen Daten (März 1998)
- 16 Ralf Becker, Die Verallgemeinerte Momentenmethode (Generalized Method of Moments - GMM). Darstellung und Anwendung (Juni 1998)
- 17 Peter M. Schulze, Regionales Wachstum: Sind die Dienstleistungen der Motor? (August 1998)
- 18 Ke Ma, Absatzanalyse für den chinesischen Pkw-Markt (Oktober 1998)
- 19 Christoph Balz/Peter M. Schulze, Die sektorale Dimension der Konvergenz. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland (Januar 1999)
- 20\* Robert Skarupke, Quantifizierung des Heimvorteils im deutschen Profifußball: Eine empirische Untersuchung für die 1. Fußball-Bundesliga (August 2000)
- 21\* Peter M. Schulze, Regionalwirtschaftlicher Datenkatalog für die Bundesrepublik Deutschland (September 2000)
- 22\* Yvonne Lange, Ein logistisches Regressionsmodell zur Analyse der Verkehrsmittelwahl im Raum Mainz (Oktober 2000)
- 23\* Verena Dexheimer, Zählmodellen (Count Data Models). Ansätze und Anwendungen (Mai 2002)
- 24\* Andreas Handel, Die Entwicklung des Geldvermögens der privaten Haushalte in Deutschland (September 2003)
- 25\* Christina Bastian / Yvonne Lange / Peter M. Schulze, Hedonische Preisindizes - Überblick und Anwendung auf Personalcomputer (Mai 2004)
- 26\* Alexander Prinz / Peter M. Schulze, Zur Entwicklung von Containerschiffsflotten – Eine Paneldatenanalyse (Mai 2004)
- 27\* Martin Flohr, Analyse der ökonomischen und demografischen Determinanten von Sportaktivitäten in Deutschland (Juni 2004)
- 28\* Peter M. Schulze, Granger-Kausalitätsprüfung. Eine anwendungsorientierte Darstellung (Juli 2004)
- 29\* Kristina Ripp / Peter M. Schulze, Konsum und Vermögen - Eine quantitative Analyse für Deutschland (August 2004)

---

\* Im Internet unter <http://www.statoek.de/> verfügbar.

- 30\* Andreas Schweinberger, Ein VAR-Modell für den Zusammenhang zwischen Öffentlichen Ausgaben und Wirtschaftswachstum in Deutschland (November 2004)
- 31\* Frank Jacobi, ARCH-Prozesse und ihre Erweiterungen - Eine empirische Untersuchung für Finanzmarktzeitreihen (April 2005)
- 32\* Frank Jacobi, Informationskriterien und volatility clustering (September 2005)
- 33\* Peter M. Schulze / Alexander Prinz / Daniela Knoll, E-Learning in der statistischen Grundausbildung von Wirtschaftswissenschaftlern (März 2006)
- 34\* Julia König / Peter M. Schulze, Zur Analyse rheinland-pfälzischer Exporte mittels Gravitationsmodell (Oktober 2006)

---

\* Im Internet unter <http://www.statoek.de/> verfügbar.