

**Ein Gravitationsansatz**  
**zur Analyse internationaler Tourismusströme**  
**nach Deutschland**

Anna Lerch / Peter M. Schulze

Arbeitspapier Nr. 38 (Oktober 2007)

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

D 55099 Mainz

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

© 2007 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz  
ISSN Nr. 1430 – 2136

**Ein Gravitationsansatz  
zur Analyse internationaler Tourismusströme  
nach Deutschland**

**Anna Lerch / Peter M. Schulze\***

**Gliederung**

1 Einleitung	1
2 Paneldatenanalyse für Gravitationsmodelle	2
3 Analyse internationaler Tourismusströme	5
4 Kritische Würdigung	19
Daten, Schätzungen und Tests	23
Variablenverzeichnis	32
Datenverzeichnis	33
Literaturverzeichnis	34

**Zusammenfassung**

Diese Arbeit untersucht die Übertragbarkeit der aus den Naturwissenschaften stammenden und zur Erklärung internationaler Handelsströme bewährten Gravitationsmodelle auf den internationalen Tourismus. Im Mittelpunkt der Betrachtung steht das durch den deutschen Incoming-Tourismus generierte Handelsvolumen. Zur Durchführung einer Paneldatenanalyse wird das Gravitationsmodell auf die Besonderheiten des Tourismus abgestimmt, d.h. die Determinanten der Reiseausgaben identifiziert und deren Einfluss bestimmt.

**Summary**

This paper examines the transferability of gravity models derived from natural sciences and established to explain international trade in terms of international tourism. The focus of the study is the trade volume generated by inbound tourism to Germany. To implement a panel data analysis the gravity model is adapted to the characteristics of tourism, i.e. the determinants of expenditure are identified and their influence is determined.

---

\* E-Mail: STATOEK@uni-mainz.de

## 1 Einleitung

Zur Erklärung internationaler Handelsströme findet die ursprünglich von NEWTON im Jahr 1667 entwickelte Gravitationstheorie Anwendung, nach der die Kraft zwischen zwei Körpern proportional von deren Massen und antiproportional von deren Abstand abhängt.<sup>1</sup> Vor ökonomischem Hintergrund wird diese Gravitationskraft als das Handelsvolumen zwischen zwei Ländern verstanden, das sich proportional zu deren Wirtschaftskraft<sup>2</sup> verhält und umgekehrt proportional ist zu den Transportkosten, approximiert durch die Entfernung zwischen den wirtschaftlichen Zentren der Handelspartner.<sup>3</sup>

Da der Tourismus als Gattung des Exports eine große Ähnlichkeit zum internationalen Handel aufweist,<sup>4</sup> zielt die vorliegende Studie darauf ab, die Übertragbarkeit des ökonomischen Gravitationsmodells auf die Analyse internationaler Tourismusströme nach Deutschland empirisch zu untersuchen.<sup>5</sup> Das touristische Handelsvolumen wird hierbei in Form der getätigten Ausgaben ausländischer Reisender erfasst. Den Gegenstand der Studie bilden die zehn wichtigsten Herkunftsländer<sup>6</sup> Deutschlands im Zeitraum von 1991 bis 2005.

Das zweite Kapitel dient zunächst der Darlegung der methodischen Grundlagen für die empirische Untersuchung. Es umfasst eine Darstellung der panelspezifischen Modelle und die Anwendung des statistischen Instrumentariums auf das Gravitationsmodell. Um die Übertragbarkeit des Gravitationsmodells zu überprüfen, werden zu Beginn des dritten Kapitels im Rahmen der Modellspezifikation potenzielle Determinanten der reisebedingten Ausgaben identifiziert. Auf die Erläuterung des Datenmaterials, der Schätzmethodik und Beurteilungskriterien folgt die Darstellung und Beurteilung der Schätzergebnisse.

---

<sup>1</sup> Vgl. Durbarry, 2000, S. 17; Dransfeld/Kienle/Kalvius, 2005, S. 91.

<sup>2</sup> Die Massevariablen können als Angebots- und Nachfragefaktoren des Herkunfts- und Ziellandes verstanden werden. Vgl. Oguledo/MacPhee, 1994, S. 110.

<sup>3</sup> Vgl. Durbarry, 2000, S. 16; Cheng/Wall, 2003, S. 1.

<sup>4</sup> Vgl. Müller, 2005, S. 90. Unter dem Begriff Tourismus werden „alle wirtschaftlichen, juristischen, organisatorischen und sozialen Aspekte der aus privaten und geschäftlichen Gründen erfolgenden Reisen und dem damit verbundenen zeitweiligen Aufenthalt an einem anderen als dem gewöhnlichen Aufenthaltsort“ verstanden. Rudolph, 1999, S. 2. Im Unterschied zum Güterexport findet der touristische Konsum am Ort der Produktion d.h. im Zielland (hier: Deutschland) statt. Vgl. Durbarry, 2000, S. 13.

<sup>5</sup> Zu einer Übersicht der Studien im Bereich internationaler Handelsströme, der einbezogenen Variablen und Ergebnisse siehe Oguledo/MacPhee, 1994, S. 108ff.

<sup>6</sup> Der Begriff Herkunftsland bezeichnet das Ursprungs-, Quell- bzw. Heimatland der nach Deutschland einreisenden ausländischen Touristen.

## 2 Paneldatenanalyse für Gravitationsmodelle

### 2.1 Grundlagen der Paneldatenanalyse

Unter Berücksichtigung der Untersuchungen von DURBARRY (2000) und PROENÇA/SOUKIAKIS (2005) stellt diese Studie eine von wenigen Analysen des internationalen Tourismus auf Basis eines Gravitationsmodells mit Paneldaten dar.<sup>7</sup> Bei der reinen Zeitreihenanalyse des Reiseverkehrs von einem Land zum anderen geht durch den Wegfall der zeitkonstanten Distanzvariablen eine Komponente der eigentlichen Gravitationstheorie verloren.<sup>8</sup> Dagegen vernachlässigen Querschnittsanalysen, die eine Momentaufnahme der Unterschiede zwischen den Ländern liefern, die Dynamik des touristischen Phänomens.<sup>9</sup> Diese Gegenüberstellung zeigt, dass die Paneldatenanalyse eine sinnvolle Erweiterung der bisherigen, die internationale Tourismusströme betreffenden, Studien darstellt. Die touristischen Ausgaben werden hierbei sowohl über verschiedene Herkunftsländer als auch über einen Zeitraum modelliert.<sup>10</sup> Die folgenden Abschnitte geben eine Übersicht der häufig diskutierten Verfahren zur regressionsanalytischen Behandlung von Paneldaten.<sup>11</sup> Danach werden Gravitationsmodell und Paneldatenanalyse methodisch zusammengeführt.

### 2.2 Classical Pooling und panelspezifische Effekte

Den Ausgangspunkt der Paneldatenanalyse liefert die gepoolte Regression. Das auch als *Classical Pooling* (CP) bezeichnete Modell stellt eine einfache Erweiterung der klassischen linearen Regression auf Paneldaten dar<sup>12</sup> und lässt sich wie folgt formalisieren:<sup>13</sup>

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x_{it,1} + \beta_2 x_{it,2} + \dots + \beta_k x_{it,k} + u_{it} \quad (1)$$

<sup>7</sup> Das panelanalytische Gravitationsmodell von Durbarry untersucht einseitige Tourismusströme bzw. den Incoming-Tourismus des Vereinigten Königreichs. Siehe Durbarry, 2000, S. 19 und 21. Die von Proença und Soukiakis stammende Studie behandelt die Tourismusnachfrage in Portugal. Siehe Proença/Soukiakis, 2005.

<sup>8</sup> Vgl. Crouch, 1994b, S. 42.

<sup>9</sup> Vgl. Crouch, 1994b, S. 42.

<sup>10</sup> Eine Darstellung der Eigenschaften von Paneldaten sowie der Vor- und Nachteile der Paneldatenanalyse findet sich z. B. in Alecke, 1997, S. 88; Dielman, 1989, S. 2; Mátyás/Sevestre, 1996, S. 26; Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 285; Schulze/Prinz/Schweinberger, 2006, S. 223. Zu den kritischen Bereichen gehören das potenziell simultane Auftreten der Annahmeverletzungen Autokorrelation und Heteroskedastie. Vgl. Alecke, 1997, S. 88; Dielman, 1989, S. 2. Weiterhin kann kontemporäre Korrelation zwischen Individuen der gleichen Periode bestehen, die auf singulären Ereignissen gründet. Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 285.

<sup>11</sup> Zu den behandelten Methoden der Paneldatenanalyse siehe z. B. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 286-298; Gujarati, 2003, S. 640-651; Greene, 2003, S. 283-303.

<sup>12</sup> Vgl. Alecke, 1997, S. 91.

<sup>13</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 286.

Statt der Analyse von Einzelregressionen werden alle Untersuchungseinheiten ( $i = 1, \dots, N$ ) und Zeitpunkte ( $t = 1, \dots, T$ ) gemeinsam betrachtet.<sup>14</sup> Vorausgesetzt, die Annahmen der klassischen Regression bzgl. Regressoren und latenten Variablen sind erfüllt,<sup>15</sup> dann kann die Modellgleichung mit der *Ordinate Least Square* (OLS)-Methode geschätzt werden.<sup>16</sup>

Während das CP alle Parameter (Absolutglied  $\alpha$  und Regressionskoeffizienten  $\beta_k$ ) als konstant annimmt,<sup>17</sup> liegt eine Besonderheit der Paneldaten darin, dass die Schätzparameter über Individuen und/oder Zeit variieren können. Diese Heterogenität wird mit Hilfe sog. Individual- und/oder Zeiteffekte modelliert.<sup>18</sup> Werden sowohl Individual- als auch Zeiteffekte aufgenommen, handelt es sich um ein zweistufiges Panelmodell.<sup>19</sup>

### 2.3 Panelmodelle mit festen und zufälligen Effekten

Liegen panelspezifische Effekte vor, können diese einerseits als feste, schätzbare Parameter und andererseits als Zufallsvariablen angenommen werden. Im ersten Fall korrelieren die Effekte mit den aufgenommenen Modellvariablen, im zweiten nicht.<sup>20</sup> Je nach Art der Heterogenität handelt es sich um Paneldatenmodelle mit festen oder zufälligen Effekten.<sup>21</sup>

In der Spezifikation des Modells mit festen Effekten (FEM) sind wie nachfolgend erkennbar verschiedene individuenspezifische Konstanten zulässig:<sup>22</sup>

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it,1} + \beta_2 x_{it,2} + \dots + \beta_k x_{it,k} + u_{it} \quad (2)$$

<sup>14</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 286.

<sup>15</sup> Die Residuen müssen homoskedastisch und nicht autokorreliert sein. Außerdem unterstellt das CP unkorrelierte Residuen zwischen den Individuen. Vgl. Alecke, 1997, S. 91. Weitere Annahmeverletzungen werden durch die Korrelation zwischen Regressor und Störgröße, die Nicht-Normalverteilung der Residuen und die Multikollinearität zwischen den Regressoren bewirkt. Eine vollständige Übersicht der Modellannahmen findet sich z. B. in Auer, 2007, S. 47; Greene, 2003, S. 10; Gujarati, 2003, S. 65ff.

<sup>16</sup> Vgl. Hsiao, 2003, S. 14.

<sup>17</sup> Vgl. Mátyás/Sevestre, 1996, S. 35.

<sup>18</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 288; Mátyás/Sevestre, 1996, S. 26. Individualeffekte betreffen die Querschnittsdimension. Sie sind zeitkonstant und unterscheiden sich zwischen den Individuen. Zeiteffekte hingegen beziehen sich auf die Längsschnittsdimension und sind individuenkonstant. Vgl. Alecke, 1997, S. 99.

<sup>19</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 288. Bei Vernachlässigung der Effekte drohen Fehlspezifikation sowie Verzerrungen und Fehlinterpretationen der Ergebnisse. Vgl. Harris/Mátyás, 1998, S. 3.

<sup>20</sup> Vgl. Gujarati, 2003, S. 640; Schulze/Prinz/Schweinberger, 2006, S. 223; Greene, 2003, S. 285.

<sup>21</sup> Vgl. Alecke, 1997, S. 99; Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 287; Mátyás/Sevestre, 1996, S. 25. Zur Komplexitätsreduktion gehen die Modelle lediglich von variierenden Absolutgliedern aus, die Steigungsparameter bleiben konstant. Das Augenmerk der Darstellung liegt außerdem auf der Modellierung der individuellen Heterogenität mittels Individualeffekten. Die Erklärungen können analog auf Zeiteffekte übertragen werden.

<sup>22</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 287; Song/Witt, 2000, S. 141.

Zur Schätzung der Absolutglieder  $\alpha_i$  kommen Dummy-Variablen für die N Herkunftsländer zum Einsatz.<sup>23</sup> Sofern die Annahmen der klassischen Regression erfüllt sind, liefert die OLS-Methode unverzerrte Schätzergebnisse und die üblichen Testverfahren sind gültig.<sup>24</sup>

Im Modell mit zufälligen Effekten (REM) - auch unter der Bezeichnung *Error Components Model*<sup>25</sup> bekannt - gilt die Heterogenität der Individuen als stochastisch.<sup>26</sup>

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x_{it,1} + \beta_2 x_{it,2} + \dots + \beta_k x_{it,k} + u_{it} \quad \text{mit} \quad u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (3)$$

Gemäß der Modellbezeichnung beinhaltet der Term  $u_{it}$  die individuellen Effekte  $\mu_i$  und die über beide Dimensionen schwankende gewöhnliche latente Variable  $v_{it}$ .<sup>27</sup> Da die zusammengesetzte Größe  $u_{it}$  nicht dem reinen Zufallsprozess folgt, wird die für diesen Fall geeignete *Verallgemeinerte Methode der kleinsten Quadrate* (GLS) angewendet.<sup>28</sup>

## 2.4 Anwendung auf das Gravitationsmodell

Zur empirischen Untersuchung bilateraler Handelsbeziehungen finden sogar dreistufige Panelgravitationsmodelle (*three-way panel gravity model*) Anwendung, die neben den Regressoren erstens Zeiteffekte, zweitens Einfuhreffekte und drittens Ausfuhreffekte berücksichtigen.<sup>29</sup> Hierbei beschreiben die Einfuhreffekte die Importneigung des Ziellandes und die Ausfuhreffekte die Exportneigung des Herkunftslandes. Die Zeiteffekte stellen konjunkturzyklische, alle Länder betreffende Einflüsse dar.<sup>30</sup> EGGER und PFAFFERMAYR erweitern die Modellspezifikation um sog. bilaterale Interaktionseffekte, die sämtliche unbeobachtbaren und

<sup>23</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 289. Beispielhaft nimmt der erste Länderdummy ( $i = 1$ ) den Wert eins an, wenn das erste Herkunftsland reisebedingte Ausgaben tätigt, ansonsten null. Bei der Verwendung von Dummy-Variablen ist darauf zu achten, dass die Anzahl der Dummy-Variablen  $N - 1$  beträgt, da sonst das Problem der perfekten Multikollinearität (dummy-variable trap) auftritt. Vgl. Gujarati, 2003, S. 642. Auf die in der Literatur als *Least Square Dummy Variable* (LSDV)-Verfahren bezeichnete Schätzmethode wird hier nicht detaillierter eingegangen. Eine ausführliche Darstellung der LSDV-Methode findet sich z. B. in Greene, 2003, S. 287f.; Gujarati, 2003, S. 642ff.; Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 289ff.

<sup>24</sup> Vgl. Alecke, 1997, S. 100.

<sup>25</sup> Vgl. z. B. Gujarati, 2003, S. 647; Judge/Griffiths/Hill/Lütkepohl/Lee, 1985, S. 521.

<sup>26</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 293.

<sup>27</sup> Vgl. Mátyás/Sevestre, 1996, S. 51.  $\mu_i$  und  $v_{it}$  werden als homoskedastisch sowie unabhängig und identisch verteilt (Erwartungswert null, Varianzen  $\sigma_\mu^2$  und  $\sigma_v^2$ ) angenommen.  $v_{it}$  folgt dem reinen Zufallsprozess (white noise). Vgl. Gujarati, 2003, S. 798.

<sup>28</sup> Vgl. Mátyás/Sevestre, 1996, S. 55; Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 294. Zur Darstellung der GLS-Methode siehe z. B. Greene, 2003, S. 295f. In der Praxis findet die sog. Estimated (oder Feasible) GLS-Methode auf Basis der geschätzten Varianz-Kovarianz-Matrix Anwendung. Vgl. z. B. Alecke, 1997, S. 106; Greene, 2003, S. 296ff.

<sup>29</sup> Vgl. Egger/Pfaffermayr, 2003, S. 571; Mátyás, 1997, S. 363.

<sup>30</sup> Vgl. Egger/Pfaffermayr, 2003, S. 571f.

zeitkonstanten, den Handel fördernde und hemmende Einflussgrößen, sei es geographischer, historischer, politischer oder kultureller Art, vereinen.<sup>31</sup>

Da der Schwerpunkt der eigenen Analyse auf den einseitigen Reiseströmen des Incoming-Tourismus liegt,<sup>32</sup> existiert lediglich ein Ziel- bzw. Exportland. Somit finden Einflüsse, die ausschließlich Deutschland betreffen und nur im Zeitverlauf variieren, ihren Niederschlag in den Zeiteffekten  $\lambda_t$ . Von den Einfuhr- und Ausfuhreffekten sind nur die Einfuhreffekte relevant, die als Individual- bzw. Ländereffekte behandelt werden. Auch die Interaktionseffekte, die bei der einseitigen Betrachtung der Handelsbeziehungen nicht über die Querschnittsdimension  $i$  schwanken, stimmen mit den Individualeffekten überein. Diese Schlussfolgerungen bilden die Grundlage der empirischen Analyse.

### 3 Analyse internationaler Tourismusströme

#### 3.1 Modellspezifikation

Aufgrund des ökonomischen Schwerpunkts der Analyse wird die Stärke der Tourismusnachfrage wie eingangs angedeutet anhand der Ausgaben ausländischer Reisender bestimmter Herkunftsländer für Produkte und Dienstleistungen in Deutschland gemessen.<sup>33</sup> Bzgl. der potenziellen Einflussgrößen ist zu beachten, dass die Stärke des Gravitationsmodells in dessen Fähigkeit liegt, das Interaktionsvolumen auf Basis aggregierter Daten und ungefährender Messgrößen der räumlichen Trennung zu erklären.<sup>34</sup> Die grundlegenden Regressoren sind in Analogie zum physikalischen Gravitationsmodell durch Masse- und Distanzvariablen gegeben.<sup>35</sup>

Da die Einflusskategorien Masse und Distanz offensichtlich nicht ausreichen, um das Phänomen des internationalen Tourismus möglichst realitätsgetreu zu modellieren, werden die

---

<sup>31</sup> Vgl. Egger/Pfaffermayr, 2003, S. 573.

<sup>32</sup> Der internationale Tourismus lässt sich in *Incoming-Tourismus* (Einreiseverkehr) und *Outgoing-Tourismus* (Ausreiseverkehr) klassifizieren (Vgl. Müller, 2005, S. 68; Rudolph, 1999, S. 3), wobei sich die Analyse auf die erste Form konzentriert, die Einreise ausländischer Touristen in ein bestimmtes Land (hier: Deutschland).

<sup>33</sup> Vgl. Proença/Soukiazis, 2005, S. 4f.; Song/Witt, 2000, S. 2f.; Crouch, 1994b, S. 43.

<sup>34</sup> Vgl. Sen/Smith, 1995, S. 16.

<sup>35</sup> In der diesem Arbeitspapier zugrunde liegenden Diplomarbeit wird vor dem Hintergrund der sparsamen Modellierung zunächst ein nur die grundlegenden Regressoren umfassender Gravitationsansatz spezifiziert. Dessen empirische Gegenüberstellung mit einem erweiterten bzw. modifizierten Ansatz bzgl. globaler Anpassungsgüte, Signifikanz der Schätzparameter und Plausibilität der Vorzeichen zeigt, dass der modifizierte Ansatz insgesamt überlegen ist. Deshalb wird hier nur das erweiterte Modell vorgestellt.

zusätzlichen Regressoren  $PREIS_{it}$ ,  $BIPWF_{it}$ ,  $BEV1564_{it}$  und die Dummy-Variable  $EURO_{it}$  integriert.<sup>36</sup> Es resultieren die folgenden modifizierten Gravitationsgleichungen.

$$\begin{aligned} \text{Classical Pooling: } AUSG_{it} = e^{\alpha} \cdot BIP_{it}^{\beta_1} \cdot BIPD_t^{\beta_2} \cdot BEV_{it}^{\beta_3} \cdot BEVD_t^{\beta_4} \cdot DIST_i^{\beta_5} \\ \cdot PREIS_{it}^{\beta_6} \cdot BIPWF_{it}^{\beta_7} \cdot BEV1564_{it}^{\beta_8} \cdot EURO_{it}^{\beta_9} \cdot e^{u_{it}} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \text{Fixed Effects: } AUSG_{it} = e^{\alpha_i} \cdot e^{\lambda_t} \cdot BIP_{it}^{\beta_1} \cdot BEV_{it}^{\beta_2} \\ \cdot PREIS_{it}^{\beta_3} \cdot BIPWF_{it}^{\beta_4} \cdot BEV1564_{it}^{\beta_5} \cdot EURO_{it}^{\beta_6} \cdot e^{u_{it}} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{Random Effects: } AUSG_{it} = e^{\alpha} \cdot BIP_{it}^{\beta_1} \cdot BIPD_t^{\beta_2} \cdot BEV_{it}^{\beta_3} \cdot BEVD_t^{\beta_4} \cdot DIST_i^{\beta_5} \\ \cdot PREIS_{it}^{\beta_6} \cdot BIPWF_{it}^{\beta_7} \cdot BEV1564_{it}^{\beta_8} \cdot EURO_{it}^{\beta_9} \cdot e^{u_{it}} \end{aligned} \quad (6)$$

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

Im Classical Pooling (CP) hängen die Ausgaben  $AUSG_{it}$  des Herkunftslandes  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  von den Gravitationsvariablen, d.h. Massevariablen des Herkunfts- bzw. Ziellandes in  $t$  (Bruttoinlandsprodukt pro Kopf  $BIP_{it}$  bzw.  $BIPD_t$  und Bevölkerungsgröße  $BEV_{it}$  bzw.  $BEVD_t$ ), und der Distanzvariablen  $DIST_i$  zwischen Herkunfts- und Zielland ab.<sup>37</sup>

Vor dem Hintergrund der Gravitationstheorie zählt das verfügbare Realeinkommen der Reisenden bzw. das Bruttoinlandsprodukt der Herkunftsländer zu den wichtigsten Determinanten der touristischen Ausgaben.<sup>38</sup> Für den Regressor  $BIP$  wird ein positives Vorzeichen erwartet, da eine steigende wirtschaftliche Stärke und die daraus resultierende wachsende Nachfragekraft des Herkunftslandes die Ausgaben intensiviert. Konkret ist ein Tourist mit höherem Einkommen eher in der Lage, sich einen kostenintensiven Urlaub zu leisten.<sup>39</sup> Gemäß Studien übersteigt die Einkommenselastizität meist den Wert eins, da der Tourismus

<sup>36</sup> Die Auswahl der zusätzlichen Regressoren orientiert sich an der Nachfragetheorie und dem Gravitationsmodell für internationale Handelsströme. Sie resultiert außerdem aus der Stärke des vermuteten Einflusses der erklärenden Variablen und der Datenverfügbarkeit der konstituierenden Größen. Vgl. Durbarry, 2000, S. 17.

<sup>37</sup> Ausgabevolumen und nominales BIP pro Kopf werden in US Dollar umgerechnet und mittels der Verbraucherpreisindizes (VPI) deflationiert. Zum Vorgehen vgl. z. B. Proença/Soukiazis, 2005, S. 10. Für eine ausführliche Erklärung des VPI und dessen Berechnung siehe Schulze, 2007, S. 342f. Hierdurch ist die internationale und zeitliche Vergleichbarkeit der Daten gewährleistet. Vgl. Mankiw, 2004, S. 571; Song/Witt, 2000, S. 143. Die von der Deutschen Bundesbank zur Verfügung gestellte Zeitreihe der Einnahmen Deutschlands im Reiseverkehr weist zum Zeitpunkt der Euro-Einführung einen Strukturbruch bzgl. der Einheiten (erst DM, dann €) auf. Dieser Tatsache wird mit einer Umrechnung in die einheitliche Währung US Dollar begegnet.

<sup>38</sup> Vgl. Schröder/Widmann/Widmann-Brittner, 2005, S. 7; Proença/ Soukiazis, 2005, S. 6.

<sup>39</sup> Vgl. Mankiw, 2004, S. 540.

ein Luxusgut darstellt, dessen Nachfrage überproportional auf Einkommensvariationen reagiert.<sup>40</sup> Was die Wirkungsrichtung des Regressors *BIPD* betrifft, stellt dieser die angebotsseitige Anziehungskraft des Reiseziels dar.<sup>41</sup> Analog zu *BIP* lässt sich vermuten, dass sich ausländische Touristen stärker angezogen fühlen und höhere Ausgaben tätigen, je ausgeprägter die wirtschaftliche Stärke des Gastlandes Deutschlands ist.

Das Bevölkerungsvolumen des Herkunftslandes beschreibt im Sinne der Nachfragefunktion die Marktgröße.<sup>42</sup> Sie ergänzt die wirtschaftliche Massekomponente um einen demographischen Aspekt und gewährleistet somit eine umfassendere Abbildung der Gravitationsvariablen. Es wird vermutet, dass bevölkerungsstarke Länder ein hohes Marktpotenzial für die Entsendung von Touristen aufweisen.<sup>43</sup> Die Einflüsse der Bevölkerungsvariablen *BEV* und *BEVD* werden positiv vermutet, da die Gesamtbevölkerung einen Hinweis nicht nur auf die nachfrageseitige sondern auch auf die angebotsseitige Marktgröße liefert.<sup>44</sup>

Neben den Massevariablen spielt die gravitationstheoretische Basisgröße der geographischen Entfernung *DIST* eine Rolle, was sich ökonomisch wie folgt erklären lässt: Die Entscheidung zum touristischen Konsum hängt vom Preis der Reise ab,<sup>45</sup> wobei die Wahl eines Urlaubslandes mit der Güternachfrage gleichgesetzt wird.<sup>46</sup> Der potenzielle Tourist eines Herkunftslandes entscheidet sich zunächst zwischen einerseits der Reise innerhalb des eigenen Landes bzw. dem Verzicht auf den Tourismus und andererseits dem grenzüberschreitenden Tourismus.<sup>47</sup> Fällt seine Wahl auf die internationale Reise, so legt er die Destination fest, indem er die Gesamtkosten der Reise bewertet. Hierbei gelten die Transportkosten zum Reiseziel als Fixkosten.<sup>48</sup> Deren Operationalisierung ist mit einigen Herausforderungen verbunden. So erscheint es zunächst plausibel, die Transportkosten im Sinne der geographischen Entfernung zwischen den wirtschaftlichen Zentren zu verstehen und zu messen. Da diese für die einzelnen Länder nicht eindeutig bestimmt werden können, dienen die Haupt-

---

<sup>40</sup> Vgl. Schröder/Widmann/Widmann-Brittner, 2005, S. 93; Crouch, 1994a, S. 12. Die Einkommenselastizität stellt die prozentuale Veränderung der (touristischen) Ausgaben als Reaktion auf eine einprozentige Variation des Einkommens unter Konstanz aller anderen Faktoren dar. Vgl. Varian, 2001, S. 267.

<sup>41</sup> Vgl. Durbarry, 2000, S. 19.

<sup>42</sup> Vgl. Proença/Soukiazis, 2005, S. 8.

<sup>43</sup> Vgl. Proença/Soukiazis, 2005, S. 8.

<sup>44</sup> Vgl. Proença/Soukiazis, 2005, S. 8; Schröder/Widmann/Brittner-Widmann, 2005, S. 72.

<sup>45</sup> Vgl. Song/Witt, 2000, S. 16.

<sup>46</sup> Vgl. Durbarry, 2000, S. 20.

<sup>47</sup> Vgl. Durbarry, 2000, S. 20.

<sup>48</sup> Vgl. Tremblay, 1989, S. 481; Dwyer/Forsyth/Rao, 2000, S. 9.

städte als annäherndes Maß.<sup>49</sup> Lediglich im Fall Deutschlands wird das wirtschaftliche Zentrum durch die Stadt Frankfurt approximiert.<sup>50</sup>

Gilt die Entfernung als Proxy-Variable für Transportkosten, so müsste die Benutzung verschiedener Beförderungsmittel z. B. PKW, Flugzeug, Bahn, Schiff betrachtet werden,<sup>51</sup> da die einzelnen Varianten stark schwankende Preise und Reisezeiten mit sich bringen.<sup>52</sup> Wegen Informationsmangels wird aber die vereinfachende Annahme getroffen, dass die Transportkosten einzig von der Entfernung beeinflusst werden und somit konstant sind.

Bzgl. der Wirkungsrichtung bedeutet eine größere Entfernung höhere Transportkosten. Durch steigende Fixkosten wird die Reisedestination unattraktiver, was einerseits einen negativen Einfluss auf die Ausgaben erwarten lässt. Konkret erscheint es plausibel, dass Touristen aus Nachbarländern mehr konsumieren als die aus fernen Ländern.<sup>53</sup> Andererseits liegt die Vermutung nahe, dass Touristen gerade wegen der zeit- und kostenaufwendigen Anreise höhere Gesamtausgaben tätigen, da sie sich tendenziell länger im Zielland aufhalten.<sup>54</sup> Der Einfluss der Distanzvariablen steht somit a priori nicht eindeutig fest.

Über die Basisvariablen hinaus wird eine hohe Preissensibilität der Touristen vermutet.<sup>55</sup> Die Operationalisierung der Preisvariablen birgt ebenfalls Schwierigkeiten.<sup>56</sup> Um sich ein Urteil über die touristische Bedeutung der Wettbewerbsfähigkeit Deutschlands gegenüber den Herkunftsländern zu bilden, wird letztlich das Verhältnis der von der OECD berechneten Preisniveauidizes in die Analyse integriert. Die Messung der Anziehungskraft Deutschlands auf ausländische Reisende basiert auf der Gegenüberstellung der Preisniveaus der Länder. Hierbei wird angenommen, dass Touristen die Wahl des Reiseziels auf den direkten Vergleich der Preise im Zielland mit denen im Heimatland stützen. Die Variable *PREIS* ist daher als Verhältnis zwischen dem Preisniveauindex des empfangenden und dem des entsendenden Landes definiert. Sie ähnelt dem auf der Basis der Verbraucherpreisindizes (VPI) berechne-

---

<sup>49</sup> Vgl. König/Schulze, 2006, S. 3.

<sup>50</sup> Vgl. König/Schulze, 2006, S. 32.

<sup>51</sup> Vgl. Crouch, 1994a, S. 14.

<sup>52</sup> Vgl. Durbarry, 2000, S. 19.

<sup>53</sup> Vgl. hierzu die Behauptung in Bezug auf Handelsmodelle in Durbarry, 2000, S. 19, nach der das Handelsvolumen zwischen Nachbarländern besonders stark ausgeprägt ist.

<sup>54</sup> Vgl. Crouch, 1994a, S. 14.

<sup>55</sup> Vgl. Proença/Soukiazis, 2005, S. 7.

<sup>56</sup> Auf eine detaillierte Darstellung der Operationalisierungsalternativen wird an dieser Stelle verzichtet.

ten relativen Preis, wie er in der Literatur vorgeschlagen wird.<sup>57</sup> Weiterhin trägt die verwendete Größe implizit den internationalen Wechselkurs- und Kaufkraftschwankungen zwischen den Handelspartnern Rechnung.<sup>58</sup>

Als zusätzlicher Regressor und Maß für die Veränderung der ökonomischen Leistungsfähigkeit einer Gesellschaft dient der Wachstumsfaktor des BIP (*BIPWF*).<sup>59</sup> Er zeigt den wirtschaftlichen Auf- und Abschwung in den Herkunftsländern an<sup>60</sup> und ergänzt das bereits aufgenommene *BIP* um eine relative bzw. dynamische Größe. Ein steigender Wachstumsfaktor wirkt sich vermutlich positiv auf die reisebedingte Nachfrage aus.

Wie von SONG und WITT angeregt, berücksichtigt die Analyse außerdem den Anteil der 15- bis 64-Jährigen an der Gesamtbevölkerung (*BEV1564*).<sup>61</sup> Dieser gibt Auskunft über die demographische Altersstruktur und ergänzt die Basisvariable *BEV*. Mit der Aufnahme ist die Annahme verbunden, dass die arbeitende Bevölkerung ein höheres Einkommen bezieht und dieses für den internationalen Tourismus ausgibt.<sup>62</sup>

Um den Einfluss der Euro-Einführung als ein den Handel förderndes Ereignis zu modellieren, kommt die Dummy-Variable *EURO* zum Einsatz. Diese nimmt bei den betroffenen Herkunftsländern beginnend mit 2001 den Wert eins und ansonsten null an. Bei dem Termin handelt es sich um die Ausgabe des Zahlungsmittels an die Endverbraucher.<sup>63</sup> Diese bewirkt vermutlich eine Erhöhung der Reisetätigkeit, da Touristen aus Ländern des Euroraums bevorzugt in ein Euroland reisen. Aufgrund ihrer individuellen und zeitlichen Variation kann die Dummy-Variable sowohl im FEM als auch im REM berücksichtigt werden.<sup>64</sup>

Ebenso wie in der physikalischen Definition der Gravitationskraft wird die zu erklärende Variable durch eine exponentielle Funktion mit den erklärenden Variablen verbunden. Letz-

<sup>57</sup> Die Quotientenbildung erfolgt in Anlehnung an die Definition in Durbarry, 2000, S. 20; Proença/Soukiazis, 2005, S. 10. Statt der VPIs kommen in der eigenen Analyse die Preisniveauintizes, berechnet auf Basis der OECD (OECD = 100), zum Einsatz. Siehe Datenverzeichnis S. 33.

<sup>58</sup> Der Preisniveauintex wird als Quotient aus den Kaufkraftparitäten und den Wechselkursen berechnet. Vgl. OECD, 2007, S. 92.

<sup>59</sup> Vgl. Felderer/Homburg, 2003, S. 41. Der Wachstumsfaktor wird gewählt, da mit der Verwendung der einfachen Wachstumsrate des BIP das Problem negativer Werte, deren natürlicher Logarithmus nicht definiert ist, verbunden wäre. Vgl. König/Schulze, 2006, S. 14. Zur Berechnung siehe Schulze, 2007, S. 58.

<sup>60</sup> Vgl. Mankiw, 2004, S. 783.

<sup>61</sup> Vgl. Song/Witt, 2000, S. 143.

<sup>62</sup> Vgl. Song/Witt, 2000, S. 144.

<sup>63</sup> In allen untersuchten Herkunftsländern wurde der Euro im Jahr 2001 eingeführt.

<sup>64</sup> Dummy-Variablen, die nicht über beide Dimensionen variieren und folglich nicht in die Analyse integriert werden können, sind z. B. Deutsch als Amtssprache, gemeinsame Grenze mit Deutschland.

tere sind multiplikativ miteinander verknüpft. Die panelspezifischen Effekte (Individualeffekte  $\alpha_i$  bzw.  $\mu_i$  und Zeiteffekte  $\lambda_t$ ) und die latente Variable  $u_{it}$  gehen als Exponent der Eulerschen Zahl in die Spezifikation ein.<sup>65</sup> Da die mathematische Form vom Cobb-Douglas-Typ bisher zu zufriedenstellenden Schätzergebnissen geführt hat,<sup>66</sup> dient sie hier ebenfalls als Grundlage. Aufgrund ihrer intrinsisch linearen Eigenschaft lässt sich die exponentielle Funktion durch Logarithmierung in eine lineare Beziehung transformieren und als solche schätzen. Ein zusätzlicher Nutzen liegt in der anschaulichen Interpretation der Schätzkoeffizienten als zeitkonstante Elastizitäten.<sup>67</sup>

Im Gegensatz zur Indexbedeutung im zweiten Kapitel, steht  $i$  hier für das Importland, d.h. das Herkunftsland der ausländischen Touristen. Die zeitkonstante Entfernungvariable  $DIST_i$  ist zwar im CP und REM beinhaltet. Sie findet allerdings keine Berücksichtigung im Modell mit festen Individualeffekten, da sie sich in den Individualeffekten niederschlägt.<sup>68</sup> Analog können die beiden individuenkonstanten Variablen  $BIPD_i$  und  $BEVD_i$  des Ziellandes in der gepoolten Regression und im REM sowie im FEM mit Individualeffekten, allerdings nicht im FEM mit Zeiteffekten, berücksichtigt werden.

## 3.2 Daten, Schätzmethodik und Testverfahren

### 3.2.1 Datenbeschaffung

Zur Bildung der Stichprobe wird ein Ranking der Länder nach der Anzahl der Übernachtungen betrachtet.<sup>69</sup> Untersucht werden die Ausgaben der zehn für den deutschen Incoming-Tourismus wichtigsten Herkunftsländer Niederlande, USA, UK, Schweiz, Italien, Belgien,

<sup>65</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 11. Während die Modellspezifikationen streng genommen je nach Art und Umfang der Berücksichtigung von Individual- und Zeiteffekten variieren, werden in den Gl. (4) bis (6) beispielhaft beide Effekte dargestellt. Zur Zusammensetzung der Restgröße im REM, die im Gegensatz zur Darstellung in Abschnitt 2.3 Gl. (3) auch Zeiteffekte beinhaltet vgl. Dielman, 1989, S. 50.

<sup>66</sup> Die doppelt logarithmierte Funktionsform setzt sich z. B. in der Untersuchung von Lee/Var/Blaine wegen ihrer guten Anpassungsgüte durch. Vgl. Lee/Var/Blaine, 1996, S. 534. Für weitere Studien mit multiplikativer Funktionsform siehe Crouch, 1994b, S. 42.

<sup>67</sup> Vgl. Song/Witt, 2000, S. 11; Lee/Var/Blaine, 1996, S. 534.

<sup>68</sup> Im einstufigen Modell mit festen Zeiteffekten wäre die Aufnahme der Entfernung gerechtfertigt. Vgl. Egger/Pfaffermayr, 2003, S. 575.

<sup>69</sup> Zur graphischen Gegenüberstellung der Herkunftsländer siehe Anhang I, S. 24.

Frankreich, Österreich, Dänemark und Spanien ( $N = 10$ ).<sup>70</sup> Die Ausgaben der berücksichtigten Länder machen im Jahr 2005 mit insgesamt 76,1 % einen beträchtlichen Anteil der Gesamteinnahmen Deutschlands im Reiseverkehr aus. Bei allen Ländern handelt es sich um Mitglieder der OECD. Die internationale Einheitlichkeit der Daten begünstigt die Verfügbarkeit der länderspezifischen Einflussgrößen wie BIP, VPI, etc..<sup>71</sup>

Als Betrachtungsperiode dient der Zeitraum 1991 bis 2005 ( $T = 15$ ). Das Anfangsjahr wird mit 1991 auf einen Zeitpunkt nach der Deutschen Wiedervereinigung festgelegt, um eine Konzentration auf Gesamtdeutschland (unter Berücksichtigung der Periode 1990 für die Berechnung des Wachstumsfaktors) zu ermöglichen. Für die Schätzung stehen insgesamt 150 Beobachtungen in einem *balanced panel*<sup>72</sup> zur Verfügung.

### 3.2.2 Schätzmethodik zur Modellwahl

Zur Schätzung der spezifizierten Modelle dienen die Methoden der Paneldatenanalyse aus den Abschnitten 2.2 und 2.3.<sup>73</sup> Die Entscheidung für ein geeignetes Panelmodell orientiert sich an dem Vorgehen von DIELMAN (1989).<sup>74</sup> Die auf das CP angewendete OLS-Methode liefert erste Ergebnisse. Zur Überprüfung, ob dieses einfache Modell zur Darstellung der Daten geeignet ist, muss zunächst die Frage nach der Homogenität der zu schätzenden Parameter der Untersuchungseinheiten beantwortet werden.<sup>75</sup> Es sei daran erinnert, dass sich die vorliegende Untersuchung auf die Erfassung der individuen- und zeitspezifischen Heterogenität in Form variierender Regressionskonstanten konzentriert.<sup>76</sup>

Hinweise auf das Vorliegen von Paneffekten liefert ein auf der Varianzanalyse basierender F-Test. Wird die Nullhypothese gleicher Varianzen gestützt, gilt die gepoolte Regression als

---

<sup>70</sup> Die Einnahmen und Ausgaben im Reiseverkehr werden von der Deutschen Bundesbank erfasst und in der Zahlungsbilanz unter der Rubrik *Dienstleistungsverkehr mit dem Ausland* dokumentiert. Urlaubs- und Geschäftsfreisen werden hierbei gemeinsam betrachtet. Die Daten zu den reisebedingten Zahlungen entstammen bis 2000 der Auswertung von Währungstransfers im Bankensystem. Vgl. Mundt, 2001, S. 361. Seit Einführung des Euro stützt sich die Erhebung auf Haushaltsbefragungen. Vgl. Deutsche Bundesbank, 2003, S. 62f.

<sup>71</sup> Siehe Datenverzeichnis S. 33.

<sup>72</sup> Von einem *balanced panel* ist die Rede, wenn für jede Untersuchungseinheit die gleiche Anzahl von Zeitreihenbeobachtungen zur Verfügung steht. Vgl. Gujarati, 2003, S. 640. In der eigenen Analyse liegen für jedes der zehn Herkunftsländer Daten über die gesamte Beobachtungsperiode vor.

<sup>73</sup> Die Ermittlung der Schätzergebnisse erfolgt mit Hilfe der statistischen Software WinRATS Version 6.3.

<sup>74</sup> Für eine ausführliche Darstellung des Vorgehens siehe Dielman, 1989, S. 183-188.

<sup>75</sup> Vgl. Dielman, 1989, S. 183.

<sup>76</sup> Siehe hierzu Abschnitt 2.3.

geeignet.<sup>77</sup> Eine Ablehnung bedeutet, dass Effekte existieren und im nächsten Schritt herausgefunden werden muss, ob diese fest oder zufällig sind. In WinRATS 6.3 ist zudem ein *Likelihood Ratio* (LR)-Test implementiert, der das Vorliegen von Heteroskedastie über die Individuen aufdeckt. Dieser basiert auf dem Vergleich der Residuenquadratsummen des restringierten CP-Modells und des unrestringierten LSDV-Modells.<sup>78</sup>

Zur ökonometrischen Entscheidung zwischen dem Modell mit festen und zufälligen Effekten hat HAUSMAN (1978) einen Spezifikationstest entwickelt.<sup>79</sup> Diesem liegt die Idee zugrunde, dass das REM konsistente und effiziente Schätzparameter, das FEM lediglich konsistente Ergebnisse liefert, falls keine Korrelation zwischen den unbeobachteten Effekten und den Regressoren besteht.<sup>80</sup> In diesem Fall wird die Nullhypothese zufälliger Effekte gestützt. Besteht allerdings eine solche signifikante Korrelation, wird die Nullhypothese verworfen, da die Parameter der OLS-Schätzung des REM ineffizient und inkonsistent sind. Das hierbei wenigstens konsistente Ergebnisse liefernde FEM wird bevorzugt.<sup>81</sup>

### 3.2.3 Annahmenprüfung und Beurteilungskriterien

Das als geeignet identifizierte Panelmodell muss auf die Erfüllung der Annahmen der linearen Regression bzgl. Regressoren und Residuen überprüft werden.<sup>82</sup> Nur falls diese zutreffen, besitzen Beurteilungskriterien wie Hypothesentests und Konfidenzintervalle ihre Gültigkeit. Der vorige Abschnitt hat bereits Testverfahren zur Überprüfung der Homoskedastie thematisiert. Es stellt sich bei Paneldatenanalysen das Problem, dass einige der herkömmlichen Testprozeduren wie z. B. der *Durbin-Watson-Test* auf Autokorrelation erster Ordnung<sup>83</sup> aufgrund der zweidimensionalen Beschaffenheit der Paneldaten nicht angewendet werden können.<sup>84</sup> Die Literatur behandelt darüber hinaus kein für die Paneldatenanalyse

<sup>77</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 291.

<sup>78</sup> Vgl. Schulze/Prinz/Schweinberger, 2006, S. 232.

<sup>79</sup> Zur ausführlichen Darstellung des Testverfahrens siehe Hausman, 1978, S. 1261ff.

<sup>80</sup> Vgl. Greene, 2003, S. 301.

<sup>81</sup> Eine detaillierte Darstellung des Testverfahrens (insbesondere der  $\chi^2$ -verteilten Prüfgröße) findet sich z. B. in Greene, 2003, S. 301f. (S. 302).

<sup>82</sup> Für die Modellannahmen siehe Abschnitt 2.2.

<sup>83</sup> Zur detaillierten Erklärung des herkömmlichen Testverfahrens siehe Gujarati, 2003, S. 467ff.; Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 113ff.; Maddala, 2001, S. 228f.

<sup>84</sup> Vgl. Schulze/Prinz/Schweinberger, 2006, S. 231.

geeignetes Testverfahren zur Überprüfung der Normalverteilung der Residuen.<sup>85</sup> Eine Überlegung, die Modellannahmen Nicht-Autokorrelation und Normalverteilung für jedes Individuum und jeden Zeitpunkt<sup>86</sup> zu verifizieren, wird verworfen, da die Übertragbarkeit der Einzelergebnisse auf das gesamte Panel nicht fundiert ist. Die Annahme der Normalverteilung kann allerdings auf der Basis des Zentralen Grenzwertsatzes häufig als erfüllt angesehen werden.<sup>87</sup>

Eine Möglichkeit, die Gefahr der Multikollinearität einzuschätzen, ist durch die Korrelationsmatrix der Regressoren gegeben. Hierbei liefern paarweise Korrelationskoeffizienten, die betragsmäßig größer gleich 0,8 sind, einen Hinweis auf versteckte Multikollinearität zwischen den erklärenden Variablen.<sup>88</sup>

Das primäre Ziel der vorliegenden Arbeit ist die illustrative Untersuchung der Übertragbarkeit des Gravitationsmodells auf die Analyse internationaler Tourismusströme. Daher wird die nicht prüfbare Annahme der Autokorrelation zur weiteren Beurteilung als erfüllt angenommen. Ein Fokus liegt auf den speziell für die Paneldatenanalyse geeigneten Testmethoden hinsichtlich der Art der Berücksichtigung der Individual- und Zeiteffekte.<sup>89</sup>

Um die Schätzparameter zu beurteilen, werden deren Größe und Richtung zunächst auf theoretische Plausibilität geprüft. Zur Bewertung der globalen Anpassungsgüte der Regression dient das korrigierte Bestimmtheitsmaß  $\bar{R}^2$ .<sup>90</sup> Die statistische Signifikanz aller bzw. einzelner Koeffizienten lässt sich mit Hilfe des F-Tests bzw. t-Tests ermitteln.<sup>91</sup>

---

<sup>85</sup> Zur Überprüfung der Normalverteilung dient in der klassischen Regression häufig der Jarque-Bera-Test, der sich die symmetrische und mitteltgewölbte Eigenschaft der Normalverteilung zunutze macht. Zur detaillierten Erklärung dieses Testverfahrens siehe z. B. Auer, 2007, S. 424ff.; Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 225f.; Gujarati, 2003, S. 148f.

<sup>86</sup> Die Annahme der Nicht-Autokorrelation müsste wegen ihrer zeitlichen Eigenschaft nur über die Individuen und nicht über die Zeitpunkte getestet werden.

<sup>87</sup> Vgl. König/Schulze, 2006, S. 19.

<sup>88</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2004, S. 89f. Zur Identifikation versteckter Multikollinearität können außerdem z. B. der Determinationskoeffizient aus Hilfsregressionen, der Varianzinflationsfaktor oder die Konditionszahl herangezogen werden. Vgl. Gujarati, 2003, S. 359ff.

<sup>89</sup> Siehe hierzu Abschnitt 3.2.2.

<sup>90</sup> Vgl. Gujarati, 2003, S. 217f.

<sup>91</sup> Bspw. findet zur Einzelprüfung der Schätzparameter der t-Test Anwendung. Als signifikant (von null verschieden) werden diejenigen Parameter eingestuft, deren Signifikanzniveau die festgelegte Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % (oder 10 %) nicht überschreitet.

### 3.3 Darstellung und Interpretation der Schätzergebnisse

Die Panelmodelle aus 2.2 und 2.3 werden nacheinander geschätzt und beurteilt. Der Vollständigkeit wegen werden die Gl. (4) bis (6) hierzu in logarithmierter Form dargestellt.

$$\begin{aligned}
 \text{Classical Pooling: } \ln AUSG_{it} = & \alpha + \beta_1 \ln BIP_{it} + \beta_2 \ln BIPD_t + \beta_3 \ln BEV_{it} \\
 & + \beta_4 \ln BEVD_t + \beta_5 \ln DIST_t + \beta_6 \ln PREIS_{it} \\
 & + \beta_7 \ln BIPWF_{it} + \beta_8 \ln BEV1564_{it} \\
 & + \beta_9 \ln EURO_{it} + u_{it}
 \end{aligned} \tag{7}$$

$$\begin{aligned}
 \text{Fixed Effects: } \ln AUSG_{it} = & \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 \ln BIP_{it} + \beta_2 \ln BEV_{it} + \beta_3 \ln PREIS_{it} \\
 & + \beta_4 \ln BIPWF_{it} + \beta_5 \ln BEV1564_{it} \\
 & + \beta_6 \ln EURO_{it} + u_{it}
 \end{aligned} \tag{8}$$

$$\begin{aligned}
 \text{Random Effects: } \ln AUSG_{it} = & \alpha + \beta_1 \ln BIP_{it} + \beta_2 \ln BIPD_t + \beta_3 \ln BEV_{it} \\
 & + \beta_4 \ln BEVD_t + \beta_5 \ln DIST_t + \beta_6 \ln PREIS_{it} \\
 & + \beta_7 \ln BIPWF_{it} + \beta_8 \ln BEV1564_{it} \\
 & + \beta_9 \ln EURO_{it} + u_{it} \\
 \text{mit } u_{it} = & \mu_i + \lambda_t + v_{it}
 \end{aligned} \tag{9}$$

Dem Vorgehen zur Modellauswahl aus 3.2.2 folgend, liefert die gepoolte Betrachtung aller Beobachtungen, d. h. Schätzung der gemeinsamen Koeffizienten mittels OLS-Methode, erste Ergebnisse für die Nachfrageelastizitäten.<sup>92</sup> Hinsichtlich der Prüfung der Modellannahmen, insbesondere deren Verletzung durch Multikollinearität, überschreitet keiner der paarweisen Korrelationskoeffizienten betragsmäßig den Wert 0,8. Somit muss nicht mit versteckter Multikollinearität zwischen den Regressoren gerechnet werden.<sup>93</sup>

Vorausgesetzt, die restlichen Annahmen sind erfüllt, dann zeigt die Spezifikation mit einem  $\bar{R}^2$  von 0,5388 eine mittlere globale Anpassungsgüte. Der F-Test (Signif. = 0,0000) weist

<sup>92</sup> Zur Ergebnisdarstellung des CP siehe Anhang II, S. 24f. Da die gepoolte Regression keine Effekte berücksichtigt, finden die Massevariablen *BIPD* und *BEVD* und Distanzvariable Eingang in die Spezifikation.

<sup>93</sup> Zur Korrelationsmatrix siehe Anhang II, S. 25. Es muss kritisch angemerkt werden, dass die Korrelationskoeffizienten zwischen *BEVD* und *BIPD* bzw. *BEV* und *DIST* die Werte 0,6994 bzw. 0,7412 besitzen. Da diese dem kritischen Wert sehr nahe kommen, ist tendenziell mit versteckter Multikollinearität zwischen den genannten Variablenpaaren zu rechnen. Da sich das CP im nächsten Schritt wegen des Vorliegens von Effekten jedoch als ungeeignet herausstellt, wird der Beseitigung des Problems nicht weiter nachgegangen. Die von versteckter Multikollinearität betroffenen Regressoren werden im Verlauf der Schätzung des FEM und REM aufgrund ihrer fehlenden Signifikanz aus der Spezifikation eliminiert.

auf das Vorliegen mindestens eines signifikanten Regressors hin. Alle Regressoren mit Ausnahme des BIP-Wachstumsfaktors (Signif. = 0,4679) und der Dummy-Variable für die Euro-Einführung (Signif. = 0,6640) besitzen einen signifikanten Erklärungsgehalt für die Ausgaben.<sup>94</sup> Außer den Koeffizienten der Massevariablen Deutschlands weisen alle Schätzparameter das vermutete Vorzeichen auf. Dies könnte daran liegen, dass *BIPD* und *BEVD* keine individuellen sondern nur zeitliche Variationen aufweisen und sich nicht gut zur Erklärung der möglichen Heterogenität zwischen den Herkunftsländer eignen.

Hinsichtlich der Heterogenität der Beobachtungen deuten die Ergebnisse der Varianzanalyse (ANOVA) auf das gleichzeitige Vorliegen von Individual- und Zeiteffekten hin.<sup>95</sup> Sowohl das Signifikanzniveau des F-Tests auf homogene Individuen als auch das für Zeiteffekte liegen bei 0,0000. Das Ergebnis des LR-Tests (Signif. = 0,0000) bestätigt die Ablehnung der Nullhypothese konstanter Varianzen (Homoskedastie) über die Querschnittsdimension. Konkret bedeutet dies, dass sich die Herkunftsländer und Zeitpunkte in Bezug auf die Ausgaben im Reiseverkehr signifikant voneinander unterscheiden.<sup>96</sup> Folglich muss die einfache gepoolte Regression als ungeeignetes Modell verworfen werden.

Im Modell mit festen Individual- und Zeiteffekten finden die Massevariablen Deutschlands keine Berücksichtigung, da sie sich in den Zeiteffekten widerspiegeln.<sup>97</sup> Die Dummy-Variable *EURO* kann aufgrund ihrer individuellen und zeitlichen Variation integriert werden. Mit einem  $\bar{R}^2$  von 0,9630 besitzt das FEM eine sehr hohe Anpassungsgüte. Der F-Test (Signif. = 0,0000) weist darauf hin, das mindestens ein Regressor signifikant ist. Bis auf die Koeffizienten der logarithmierten Variablen *BEV* (Signif. = 0,8575) und *BIPWF* (Signif. = 0,2377) unterscheiden sich alle signifikant von null. Die Vorzeichen der Parameter der Variablen *BIP*, *PREIS* und *BIPWF* weisen das vermutete Vorzeichen auf.

---

<sup>94</sup> Diese Aussage trifft für die erklärende Variable *BIPD* (Signif = 0,0609) nur bei einer zehnpromtigen Irrtumswahrscheinlichkeit zu. Ansonsten gilt standardmäßig  $\alpha = 5\%$ .

<sup>95</sup> Siehe Anhang III, S. 26. Die Aussagen zu den Individual- und Zeiteffekten gehen von einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % aus. Liegt das empirisch ermittelte Signifikanzniveau über diesem kritischen Wert, so wird die Nullhypothese gleicher Varianzen gestützt.

<sup>96</sup> Die Tatsache, dass z. B. Ausgaben verschiedener Herkunftsländer trotz gleicher Ausprägung der Regressoren variieren, erfordert die Berücksichtigung von Individualeffekten. Im Sinne der internationalen Handelsanalyse beschreiben diese historische, kulturelle, politische, geographische u. a. Faktoren, die das Handelsvolumen beeinflussen, jedoch schwer zu beobachten und zu messen sind. Vgl. Cheng/Wall, 2003, S. 11.

<sup>97</sup> Siehe Gl. (8). Zur detaillierten Ergebnisdarstellung des modifizierten FEM siehe Anhang IV, S. 26ff.

Zur Auswahl der Modellvariablen erfolgt eine schrittweise Modifikation der Schätzgleichungen, indem die nicht signifikanten Regressoren nacheinander aus dem Modell eliminiert werden.<sup>98</sup> Beginnend mit der logarithmierten Variable *BEV* (Signif. = 0,8935) wird danach die Variable *BIPWF* aus der Spezifikation entfernt. Die Vorzeichen der Variablen sind außer bei *BEV1564* ökonomisch plausibel. Der korrigierte Determinationskoeffizient steigt insgesamt leicht an. Es resultiert ein Modell mit ausschließlich signifikanten erklärenden Variablen, in dem die Reiseausgaben von dem BIP pro Kopf der Herkunftsländer, dem relativen Preisniveau zwischen Herkunfts- und Zielland, dem Anteil der 15- bis 64-Jährigen an der Gesamtbevölkerung sowie der Dummy-Variable abhängen.

Variable	Coeff	Signif
1. LNBIP	1.060250618	0.00029377
2. LNPREIS	-0.756746224	0.00000086
3. LNBEV1564	-5.896323827	0.00000973
4. EURO	-0.120074155	0.00114739

Quelle: eigene Berechnungen (Datenquellen siehe Datenverzeichnis S. 33)

**Tabelle 1: Schätzergebnisse der Koeffizienten im Modell mit festen Effekten**

In Bezug auf das Vorliegen von Multikollinearität zwischen den verbleibenden Regressoren liegen die Korrelationskoeffizienten unter dem Wert 0,8. Somit ist keine versteckte Multikollinearität vorhanden.<sup>99</sup> Das endgültige Modell passt sich zudem sehr gut an das Datenmaterial an ( $\bar{R}^2 = 0,9632$ ), da rund 96 % der quadratischen Variation der zu erklärenden Variablen durch die geschätzte Regression erklärt wird. Der unerklärte Rest beträgt lediglich 4 %. Die partiellen Regressionskoeffizienten der gravitations- und nachfrage-theoretischen Einflussgrößen lassen sich ökonomisch wie folgt verstehen:<sup>100</sup>

Steigt das BIP pro Kopf in den Herkunftsländern um einen Prozentpunkt an, so nehmen die Ausgaben c. p. um 1,06 % zu. Damit übersteigt die ermittelte Einkommenselastizität der Ausgaben den Wert 1 und deutet auf eine geringfügig überproportionale Reaktion der touristischen Nachfrage auf die wirtschaftliche Situation in den Herkunftsländern hin. Der Tou-

<sup>98</sup> Dieses Verfahren zur Bestimmung der Regressoren wird als *stepwise backward regression* (Rückwärtsmethode) bezeichnet. Für eine genaue Erklärung siehe Gujarati, 2003, S. 378. Die einzelnen Spezifikationen werden hierbei anhand der Plausibilität der Vorzeichen und der Signifikanz der Koeffizienten (t-Test mit  $\alpha = 5\%$ ) beurteilt. Zudem wird der korrigierte Determinationskoeffizient, der sich für Vergleiche von Modellen mit variierender Regressorenzahl eignet, zur Beurteilung herangezogen.

<sup>99</sup> Hierbei liegen die Korrelationskoeffizienten anders als im CP deutlich unter 0,8.

<sup>100</sup> Für Koeffizienten und deren Signifikanz siehe Tabelle 1, S. 16.

rismus ist somit aus mikroökonomischer Sicht ein Luxusgut.<sup>101</sup> Wenn das Preisniveau Deutschlands gegenüber dem des jeweiligen Herkunftslandes um 1 % ansteigt, dann wird Deutschland als Reiseziel unattraktiver und die Ausgaben sinken c. p. um 0,76 %. Deren Reaktion ist somit zwar unterproportional aber empfindlich auf preisliche Veränderungen.

Das unerwartet negative Vorzeichen der Variablen *BEV1564* hängt möglicherweise damit zusammen, dass die Tourismusnachfrage nicht allein durch die arbeitende Bevölkerung generiert wird. Das Ergebnis legt vielmehr die Vermutung nahe, dass sich gerade Personen im Ruhestand eine kostenintensive Reise leisten. Konkret bedeutet dies, dass die Ausgaben c. p. um 5,90 % zunehmen, wenn der Anteil der 15- bis 64-Jährigen an der Gesamtbevölkerung um 1 % sinkt. Diese Wirkungsbeziehung wird durch die allgemeine Verschiebung der Alterstruktur, insbesondere der steigenden Lebenserwartung, intensiviert.<sup>102</sup>

Die Schätzergebnisse deuten außerdem darauf hin, dass die Euro-Einführung ein für die Ausgaben bedeutsames Ereignis ist. Allerdings stellt sich der Einfluss der Währungsunion entgegen der Vermutung als hemmend statt stimulierend heraus. Ein Grund hierfür liegt darin, dass der Euro als einheitliche Währung internationale Preisvergleiche erleichtert. Die zunehmende Preistransparenz führt zu einer stärkeren Preissensibilität der Touristen aus Euroländern, die infolgedessen geringere Reiseausgaben tätigen. Wird in einem Herkunftsland der Euro eingeführt, sinken die Ausgaben dessen Touristen c. p. um 0,12 %. Die Abnahme der gemessenen Ausgaben begründet sich zudem in der geänderten Erfassungsmethode der Deutschen Bundesbank.<sup>103</sup> Seit der Euro-Einführung haben Touristen der Euroländer die Möglichkeit, im Urlaub mit ihrem heimischen Geld zu bezahlen. So kann das Volumen der Ausgaben vermutlich nicht vollständig erfasst werden.

Das Modell mit zufälligen Individual- und Zeiteffekten enthält neben den anderen Einflussfaktoren die Massevariablen Deutschlands und die Distanzvariable.<sup>104</sup> Da in der anfänglichen Schätzung vier der zehn Parameter nicht signifikant sind, wird die Spezifikation analog zum FEM schrittweise um die Variablen ohne Erklärungsgehalt reduziert. Da die Distanzvariable im Ausgangsmodell die höchste Insignifikanz aufweist (Signif. = 0,8773), wird sie zuerst

---

<sup>101</sup> Vgl. Varian, 2001, S. 267.

<sup>102</sup> Vgl. Schröder/Widmann/Brittner-Widmann, 2005, S. 24f.

<sup>103</sup> Siehe hierzu Abschnitt 3.2.1.

<sup>104</sup> Siehe Gl. (9). Zur detaillierten Ergebnisdarstellung des REM siehe Anhang V, S. 29ff. Die globale Anpassungsgüte kann hier nicht anhand des korrigierten Bestimmtheitsmaßes beurteilt werden, da dieses nicht im Ergebnisoutput des verwendeten Softwareprogramms enthalten ist.

eliminiert. Es folgen die Regressoren *BEV* (Signif. = 0,8523), *BIPWF* (Signif. = 0,3631), *BIPD* (Signif. = 0,3450) und *BEVD* (Signif. = 0,1434).<sup>105</sup> Die resultierende Spezifikation umfasst neben der Regressionskonstanten letztlich die vier hoch signifikanten erklärenden Variablen *BIP*, *PREIS*, *BEV1564* und *EURO*.

Variable	Coeff	Signif
1. Constant	20.38866166	0.00003839
2. LNBIP	0.93038511	0.00003159
4. LNPREIS	-0.73280229	0.00000008
5. LNBEV1564	-5.36764986	0.00000900
6. EURO	-0.11955280	0.00041761

Quelle: eigene Berechnungen (Datenquellen siehe Datenverzeichnis S. 33)

**Tabelle 2: Schätzergebnisse der Koeffizienten im Modell mit zufälligen Effekten**

Erhöht sich das BIP pro Kopf der Herkunftsländer um 1 %, nehmen die Ausgaben c. p. um 0,93 % zu. Die Einkommenselastizität ist im Unterschied zu der um FEM etwas kleiner als eins. Dies könnte mit dem ohnehin hohen Niveau der touristischen Ausgaben zusammenhängen, so dass diese nur unterproportional auf Einkommensänderungen reagieren.

Steigt das Preisniveau Deutschlands im Vergleich zu dem der Herkunftsländer um 1 % an, reduzieren sich die Ausgaben c. p. um 0,73 %. Auch die Preiselastizität ist betragsmäßig kleiner als eins, was auf eine unelastische Tourismuskonsumnachfrage bzgl. Preisschwankungen hindeutet. Der Regressor *BEV1564* besitzt nach wie vor ein unplausibles Vorzeichen. Dies liegt möglicherweise neben der obigen Erklärung daran, dass diese Variable im Zeitverlauf nur geringe Veränderungen innerhalb der Länder aufweist, so dass Probleme bei der Schätzung auftreten.<sup>106</sup> Die Konstante lässt sich nicht sinnvoll interpretieren. Die Interpretation zur Dummy-Variablen stimmt quantitativ und qualitativ mit der des FEM überein.

Um eine Entscheidung zwischen FEM und REM zu treffen, wird der Hausman-Test herangezogen. Er vergleicht die endgültigen Modelle mit festen und zufälligen Effekten, die beide die gleichen Regressoren beinhalten.<sup>107</sup> Ein Signif. von 0,7749 weist deutlich darauf hin, dass die Nullhypothese zufälliger Effekte gestützt wird. Es liegt keine signifikante Korrelation zwischen Effekten und Regressoren vor. Aus ökonometrischer Sicht wird das REM

<sup>105</sup> Die angegebenen Signifikanzniveaus beziehen sich jeweils auf die letzte Schätzung, bevor die betreffende Variable aus dem Modell eliminiert wird.

<sup>106</sup> Vgl. Song/Witt, 2000, S. 147.

<sup>107</sup> Zum Ergebnis des Hausman-Tests siehe Anhang VI, S. 31. Um die Richtigkeit des Tests zu gewährleisten, berücksichtigen beide Schätzungen außerdem ein Absolutglied.

gegenüber dem FEM bevorzugt. Diese Entscheidung ist plausibel, sofern die Ursache der Individual- und Zeiteffekte in einer Vielzahl nicht beobachtbarer Ereignisse vermutet wird. Der Schwerpunkt liegt hierbei auf der Größe der Steigungsparameter und weniger auf der Bestimmung der individuellen Absolutglieder. Das REM liefert zudem bessere Ergebnisse, da es die individuellen Unterschiede nicht genau schätzen muss.<sup>108</sup>

Entgegen des Testergebnisses kann die Entscheidung allerdings auch auf das FEM fallen, da die Stichprobe einer bewussten Auswahl der Herkunftsländer nach der Anzahl der Übernachtungen entspricht.<sup>109</sup> Die festen Effekte entstehen durch weggelassene Variablen, die die Besonderheiten der Individuen oder Zeitpunkte charakterisieren, und hängen somit deterministisch von bestimmten historischen, politischen, geographischen u. a. Faktoren ab.<sup>110</sup> Die Entscheidung hängt letztlich neben der Beurteilung auf Basis des formalen Hausman-Tests von den beschriebenen kritischen Überlegungen hinsichtlich der zugrunde liegenden Annahmen und der Beschaffenheit der Stichprobe ab.

Zusammenfassend lässt sich durch die Betrachtung des auf die Eigenschaften des Tourismus abgestimmten (modifizierten) Gravitationsansatzes erkennen, dass die touristische Anwendung des Gravitationsmodells ebenso wie bisherige Untersuchungen zum internationalen Handel insofern von der physikalischen Definition abweicht, dass sich die Exponenten der Masse- und Distanzvariablen nicht auf die Werte eins und zwei beschränken. Was Signifikanz und Plausibilität der Parameter betrifft, sind im CP des modifizierten Gravitationsansatzes die länderspezifischen Regressoren *BIP*, *BEV*, *DIST* hoch signifikant. Auch bei der Berücksichtigung von Effekten bleibt die Signifikanz des BIP der Herkunftsländer als gravitationstheoretische Massevariable erhalten. Zudem besitzen die Preisniveau- und Altersstrukturvariable einen Erklärungsgehalt für die reisebedingten Ausgaben.

#### 4 Kritische Würdigung

Die panelanalytische Betrachtung führt sowohl im Rahmen des FEM als auch des REM zu einer sehr hohen Anpassungsgüte. Hierbei unterscheiden sich die Ergebnisse der Modelle mit festen und zufälligen Effekten nur geringfügig, was für die Robustheit der Schätzparameter spricht. In den beiden endgültigen Schätzgleichungen sind alle Koeffizienten signifi-

---

<sup>108</sup> Vgl. Dielman, 1989, S. 185.

<sup>109</sup> Vgl. Prinz/Schulze, 2004, S. 17.

<sup>110</sup> Vgl. Egger, 2000, S. 26.

kant. Die Vorzeichen lassen sich größtenteils ökonomisch plausibel erklären. Trotz der insgesamt positiven Beurteilung darf bei der abschließenden Würdigung nicht außer Acht gelassen werden, dass insbesondere die Überprüfung der Autokorrelation aufgrund des fehlenden Testinstrumentariums vernachlässigt werden muss. Während die Verwendung von Paneldaten die Erfüllung der Nicht-Multikollinearität und Normalverteilung begünstigt, muss mit dem Vorliegen von Autokorrelation und Heteroskedastie gerechnet werden.

In Bezug auf die Operationalisierung der Variablen tritt einerseits das Problem der mangelnden Datenqualität des Regressanden *AUSG* auf, was die Güte der Schätzergebnisse beeinträchtigt. Andererseits müssen die exogenen Variablen (z. B. Entfernung und Preis) durch Hilfsgrößen approximiert werden. So werden die Transportkosten zum Reiseziel allein durch die geographische Entfernung gemessen. Alternative Verkehrsmittel fließen hierbei aufgrund der fehlenden Datenverfügbarkeit nicht in die Analyse ein. Der auf dem Preisniveauindex basierende Regressor *PREIS* trägt streng genommen nicht den touristischen, sondern den gesamtwirtschaftlichen Konsumgewohnheiten Rechnung. Trotz der Datenprobleme weisen die Schätzergebnisse auf die Bedeutung der relativen Preisvariablen zur Erklärung des reisebedingten Ausgabevolumens hin. Auch die ermittelte, nahe an eins gelegene Einkommenselastizität bestätigt die Erkenntnisse aus anderen Studien.

Eine interessante Erweiterung der Analyse könnte darin bestehen, dem ökonomischen Phänomen der adaptiven Erwartungen (*habit persistence*) durch die Integration einer endogenen lag-Variablen Rechnung zu tragen. Dieses Vorgehen verleiht dem Panelmodell eine zusätzliche theoretische Komponente und einen noch dynamischeren Charakter, erfordert allerdings eine auf der Verallgemeinerten Momentenmethode basierende komplexere Schätzmethode, weil die Schätzparameter ansonsten verzerrt und inkonsistent sind.<sup>111</sup>

Über die betrachteten Panelmodelle hinaus existieren außerdem solche, die eine Variation der Steigungsparameter über die Individuen und/oder Zeit erlauben.<sup>112</sup> Deren Betrachtung bleibt hier außen vor, da die Anzahl der Beobachtungswerte nicht ausreichend erscheint, um zusätzliche Schätzkoeffizienten zu ermitteln. Gerade bzgl. der Querschnittsdimension können aufgrund der eingeschränkten Datenverfügbarkeit relativ wenige Herkunftsländer einbezogen werden. So stellt die amtliche Statistik für die Länder Schweden, Japan, Russland,

---

<sup>111</sup> Vgl. Proença/Soukiazis, 2005, S. 14ff.

<sup>112</sup> Eine Modellübersicht findet sich z. B. in Judge/Griffiths/Hill/Lütkepohl/Lee, 1985, S. 517.

China, Arabische Golfstaaten, Norwegen, Australien und Kanada, die gemäß der Anzahl der Übernachtungen zu den 20 wichtigsten Herkunftsländern gehören, keine Daten zu den Einnahmen Deutschlands aus dem Reiseverkehr zur Verfügung.

Im Gegensatz zur reinen Zeitreihenanalyse können mit Hilfe der ökonometrischen Modellspezifikation Einflussgrößen und deren Erklärungsgehalt für die touristischen Ausgaben ermittelt werden. Außerdem kann die Stärke der Ursache-Wirkungszusammenhänge zwischen Determinanten und Ausgaben in Form der Nachfrageelastizitäten abgeschätzt werden. Der Gravitationsansatz eignet sich zur langfristigen Prognose der Ausgaben, sofern verlässliche Prognosewerte für die erklärenden Variablen vorliegen. Dies ist gerade bei dem realen Bruttoinlandsprodukt meist der Fall.<sup>113</sup> So können touristische Interessensgruppen unter Einbeziehung der zukünftigen wirtschaftlichen Aktivität der Herkunftsländer einen Eindruck von der Entwicklung der reisebedingten Einnahmen gewinnen.

Nach der Abstimmung des Gravitationsmodells auf die Besonderheiten des Tourismus und der Schätzung der Modelle, lässt sich die angestrebte Untersuchung der Übertragbarkeit des Gravitationsmodells auf internationale Tourismusströme nach Deutschland wie folgt resümieren: Im Gravitationsansatz müssen einige der gravitationstheoretischen Basisvariablen aufgrund der Vorüberlegungen zur Paneldatenanalyse a priori aus der Schätzgleichung ausgeschlossen werden. So kann die Wirkung der Distanzvariablen im Modell mit festen Individualeffekten nicht bestimmt werden. Deren fehlende Bedeutung im REM könnte darin begründet sein, dass sich die Benutzung verschiedener Verkehrsmittel unterschiedlich auf Reisezeit und -kosten auswirkt. So erleichtert bspw. die aktuelle Entwicklung im Bereich der Billigfluglinien die Überwindung großer Entfernungen wesentlich.

An die Stelle der gravitationsanalytischen Basisvariablen *DIST* tritt das relative Preisniveau zwischen Herkunfts- und Zielland. Im Zuge der Euro-Einführung und dem Wegfall der Wechselkurse innerhalb Europas erweist sich die Operationalisierung des Preises als aufwendig. Die Bevölkerungsvariable als weitere Basisvariable ist in keinem der geeigneten Panelmodelle signifikant. Die Irrelevanz der Massevariablen Deutschlands zur Erklärung der Heterogenität der Herkunftsländer gründet auf der unilateralen Betrachtung der Tourismus-

---

<sup>113</sup> In Deutschland bspw. wird die wirtschaftliche Entwicklung von dem *Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung* im Rahmen eines regelmäßigen Gutachtens vorhergesagt. Entsprechendes gilt vermutlich auch für andere Länder.

ströme in Form des Incoming-Tourismus. Somit besitzen die resultierenden Spezifikationen nicht mehr alle Charakteristika des physikalischen Gravitationsmodells. Was vom Gravitationsansatz bleibt, ist der Einfluss der Massevariablen in Form des BIP pro Kopf der Herkunftsländer. Die Grundidee, das internationale Handelsvolumen auf Basis weniger Einflussgrößen zu erklären, kann beibehalten werden.

**Daten, Schätzungen und Tests**

Anhang I Übersicht der untersuchten Herkunftsländer ausländischer Touristen in Deutschland, geordnet nach der Anzahl der Übernachtungen in 2006

Anhang II Schätzergebnisse des Classical Pooling

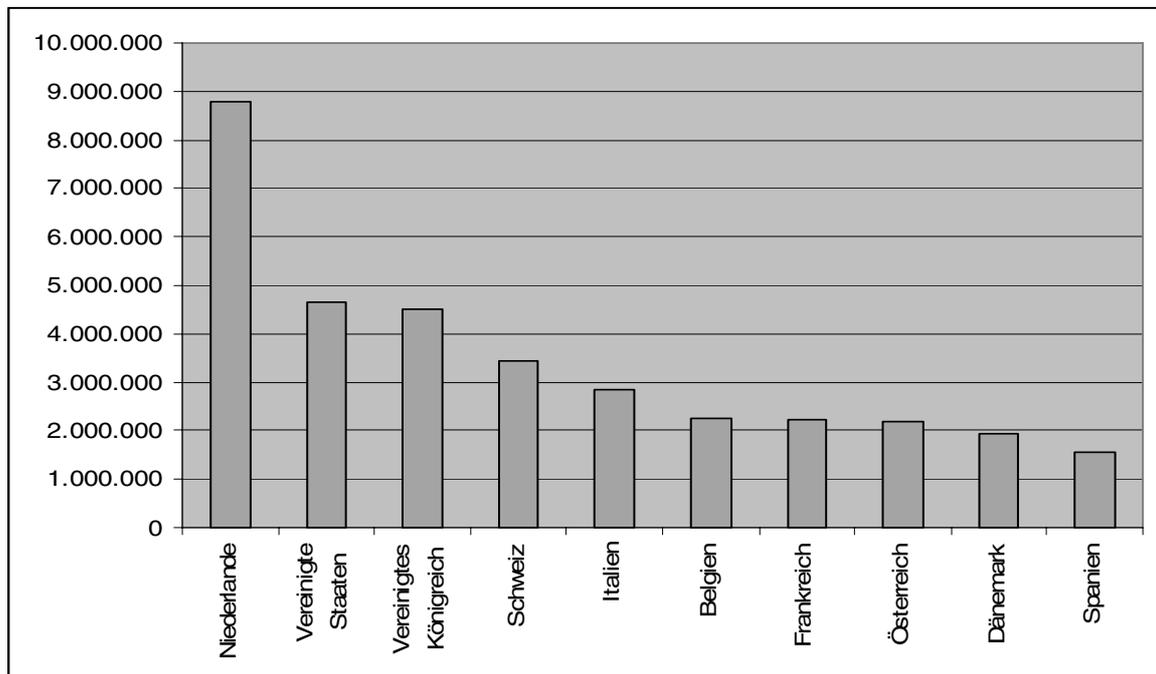
Anhang III Tests auf Vorliegen von Effekten bzw. Varianzgleichheit (Homoskedastie)

Anhang IV Schätzergebnisse des Modells mit festen Individual- und Zeiteffekten

Anhang V Schätzergebnisse des Modells mit zufälligen Individual- und Zeiteffekten

Anhang VI Hausman-Test zur Entscheidung zwischen FEM und REM

Anhang I Übersicht der untersuchten Herkunftsländer ausländischer Touristen in Deutschland, geordnet nach der Anzahl der Übernachtungen in 2006



Quelle: Nationale Tourismusstatistik der European Travel Commission

Anhang II Schätzergebnisse des Classical Pooling

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable LNAUSG

Panel(15) of Annual Data From 1//1991:01 To 10//2005:01

Usable Observations	150	Degrees of Freedom	140
Centered R**2	0.566695	<b>R Bar **2</b>	<b>0.538840</b>
Uncentered R**2	0.997858	T x R**2	149.679
Standard Error of Estimate			0.3468974565
Sum of Squared Residuals			16.847298345
Regression F(9,140)			20.3442
Significance Level of F			0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	<b>80.59260555</b>	50.82154621	1.58580	<b>0.11504175</b>
2. LNBIP	<b>2.80584749</b>	0.30129279	9.31269	<b>0.00000000</b>
3. LNBIPD	<b>-1.45499147</b>	0.76999555	-1.88961	<b>0.06087773</b>
4. LNBEV	<b>0.26905186</b>	0.04926039	5.46183	<b>0.00000021</b>
5. LNBEVD	<b>-10.89834087</b>	4.76296747	-2.28814	<b>0.02362714</b>
6. LNDIST	<b>-0.32446351</b>	0.05949695	-5.45345	<b>0.00000022</b>
7. LNPRES	<b>-0.69733039</b>	0.34377525	-2.02845	<b>0.04441076</b>
8. LNBIPWF	<b>-1.28806601</b>	1.76971776	-0.72784	<b>0.46792892</b>
9. LNBEV1564	<b>8.47315807</b>	1.84192661	4.60016	<b>0.00000936</b>
10. EURO	<b>0.04455497</b>	0.10235281	0.43531	<b>0.66400942</b>

Das CP besitzt mit einem korrigierten  $R^2$  von 0,5388 einen mittleren Erklärungsgehalt. Die partiellen Regressionskoeffizienten sind bis auf die Konstante und die der Regressoren LNBIPD, LNBIPWF und EURO bei einem  $\alpha$  von 5 % signifikant von null verschieden.

Korrelationsmatrix der Regressoren des CP:

Correlation Matrix

Panel(15) of Annual Data From 1//1991:01 To 10//2005:01

	LNBIP	LNBIPD	LNBEV	LNBEVD	LNDIST
LNBIP	1.000000	0.518732	0.040644	0.439290	0.208940
LNBIPD	0.518732	1.000000	0.016493	0.699359	-0.000000
LNBEV	0.040644	0.016493	1.000000	0.015557	0.741171
LNBEVD	0.439290	0.699359	0.015557	1.000000	-0.000000
LNDIST	0.208940	-0.000000	0.741171	-0.000000	1.000000
LNPREIS	-0.536361	-0.321797	0.517783	-0.143718	0.342679
LNBIPWF	0.070416	0.127878	0.128975	0.118828	0.182254
LNBEV1564	-0.146531	-0.063474	-0.351622	-0.090549	-0.035608
EURO	0.126877	0.616078	-0.018657	0.435418	-0.120796

	LNPREIS	LNBIPWF	LNBEV1564	EURO
LNBIP	-0.536361	0.070416	-0.146531	0.126877
LNBIPD	-0.321797	0.127878	-0.063474	0.616078
LNBEV	0.517783	0.128975	-0.351622	-0.018657
LNBEVD	-0.143718	0.118828	-0.090549	0.435418
LNDIST	0.342679	0.182254	-0.035608	-0.120796
LNPREIS	1.000000	0.179949	0.064365	0.042831
LNBIPWF	0.179949	1.000000	0.031296	-0.011460
LNBEV1564	0.064365	0.031296	1.000000	0.034116
EURO	0.042831	-0.011460	0.034116	1.000000

Die paarweisen Korrelationskoeffizienten sind dem Betrage nach kleiner als der kritische Wert 0,8. Damit besteht kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität zwischen den einbezogenen Regressoren.

## Anhang III Tests auf Vorliegen von Effekten bzw. Varianzgleichheit (Homoskedastie)

F-Test auf Individual- und Zeiteffekte:

Analysis of Variance for Series RESIDSD

Source	Sum of Squares	Degrees	Mean Square	F-Statistic	Signif
<b>INDIV</b>	11.290613461022	9	1.254512606780	45.5159	<b>0.0000000</b>
<b>TIME</b>	2.083863218926	14	0.148847372780	5.4004	<b>0.0000001</b>
<b>JOINT</b>	13.374476679947	23	0.581498986085	21.0978	<b>0.0000000</b>
ERROR	3.472821665039	126	0.027562076707		
TOTAL	16.847298344987	149			

*Der F-Test prüft die Daten auf Homoskedastie über Herkunftsländer und Zeit. Sowohl die Nullhypothese bzgl. Individualeffekte als auch Zeiteffekte wird bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % abgelehnt. Somit liegen Individual- und Zeiteffekte gemeinsam vor.*

LR-Test auf Varianzgleichheit

Test of Equal Variances for Series RESIDSD

Chi-Squared(9) = 182.072782 with **Significance Level 0.00000000**

*Die Nullhypothese gleicher Varianzen wird abgelehnt. Somit kann das CP nicht angewendet werden. Geeigneter ist ein Modell mit Effekten.*

## Anhang IV Schätzergebnisse des Modells mit festen Individual- und Zeiteffekten

Panel Regression - Estimation by Fixed Effects

Dependent Variable LNAUSG

Panel(15) of Annual Data From 1//1991:01 To 10//2005:01

Usable Observations	150	Degrees of Freedom	120
Centered R**2	0.970208	<b>R Bar **2</b>	<b>0.963008</b>
Uncentered R**2	0.999853	T x R**2	149.978
Standard Error of Estimate			0.0982491254
Sum of Squared Residuals			1.1583468759
Regression F(29,120)			134.7553
Significance Level of F			0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. LNBIP	<b>0.934958456</b>	0.304068733	3.07483	<b>0.00260837</b>
2. LNBEV	<b>-0.135115578</b>	0.750929029	-0.17993	<b>0.85751005</b>
3. LNPREIS	<b>-0.810942777</b>	0.158496694	-5.11646	<b>0.00000120</b>
4. LNBIPWF	<b>0.864240769</b>	0.728214570	1.18679	<b>0.23765304</b>
5. LNBEV1564	<b>-5.935215295</b>	1.393488868	-4.25925	<b>0.00004100</b>
6. EURO	<b>-0.120104053</b>	0.036312686	-3.30750	<b>0.00124250</b>

*Es handelt hierbei sich um ein zweistufiges Panelmodell, da sowohl Individual- als auch Zeiteffekte berücksichtigt werden. Im Folgenden werden die nicht signifikanten Variablen nacheinander aus dem Modell eliminiert.*

Korrelationsmatrix der Regressoren des FEM:

Correlation Matrix

Panel(15) of Annual Data From 1//1991:01 To 10//2005:01

	LNBP	LNBEV	LNPREIS
LNBP	1.000000	0.040644	-0.536361
LNBEV	0.040644	1.000000	0.517783
LNPREIS	-0.536361	0.517783	1.000000
LNBPWF	0.070416	0.128975	0.179949
LNBEV1564	-0.146531	-0.351622	0.064365
EURO	0.126877	-0.018657	0.042831

	LNBPWF	LNBEV1564	EURO
LNBP	0.070416	-0.146531	0.126877
LNBEV	0.128975	-0.351622	-0.018657
LNPREIS	0.179949	0.064365	0.042831
LNBPWF	1.000000	0.031296	-0.011460
LNBEV1564	0.031296	1.000000	0.034116
EURO	-0.011460	0.034116	1.000000

*Die paarweisen Korrelationskoeffizienten sind dem Betrage nach kleiner als der kritische Wert 0,8. Damit besteht kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität zwischen den einbezogenen Regressoren.*

Eliminierung der Variablen BEV:

Panel Regression - Estimation by Fixed Effects

Dependent Variable LNAUSG

Panel(15) of Annual Data From 1//1991:01 To 10//2005:01

Usable Observations	150	Degrees of Freedom	121
Centered R**2	0.970200	<b>R Bar **2</b>	<b>0.963304</b>
Uncentered R**2	0.999853	T x R**2	149.978
Standard Error of Estimate			0.0978554927
Sum of Squared Residuals			1.1586593906
Regression F(28,121)			140.6920
Significance Level of F			0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. LNBP	<b>0.935981945</b>	0.302797493	3.09112	<b>0.00247525</b>
2. LNPREIS	<b>-0.802440331</b>	0.150682576	-5.32537	<b>0.00000047</b>
3. LNBPWF	<b>0.853990689</b>	0.723074328	1.18106	<b>0.23989706</b>
4. LNBEV1564	<b>-6.032004349</b>	1.280326569	-4.71130	<b>0.00000663</b>
5. EURO	<b>-0.119474282</b>	0.035998803	-3.31884	<b>0.00119459</b>

Eliminierung der Variablen BIPWF => Endgültige Spezifikation des FEM:

Panel Regression - Estimation by Fixed Effects

Dependent Variable LNAUSG

Panel(15) of Annual Data From 1//1991:01 To 10//2005:01

Usable Observations	150	Degrees of Freedom	122
Centered R**2	0.969856	<b>R Bar **2</b>	<b>0.963185</b>
Uncentered R**2	0.999851	T x R**2	149.978
Standard Error of Estimate			0.0980137347
Sum of Squared Residuals			1.1720164483
Regression F(27,122)			145.3805
Significance Level of F			0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. LNBIP	<b>1.060250618</b>	0.284387690	3.72819	<b>0.00029377</b>
2. LNPREIS	<b>-0.756746224</b>	0.145866481	-5.18794	<b>0.00000086</b>
3. LNBEV1564	<b>-5.896323827</b>	1.277224224	-4.61651	<b>0.00000973</b>
4. EURO	<b>-0.120074155</b>	0.036053428	-3.33045	<b>0.00114739</b>

Korrelationsmatrix für endgültiges FEM:

Correlation Matrix

Panel(15) of Annual Data From 1//1991:01 To 10//2005:01

	LNBIP	LNPREIS	LNBEV1564	EURO
LNBIP	1.000000	-0.536361	-0.146531	0.126877
LNPREIS	-0.536361	1.000000	0.064365	0.042831
LNBEV1564	-0.146531	0.064365	1.000000	0.034116
EURO	0.126877	0.042831	0.034116	1.000000

*Die paarweisen Korrelationskoeffizienten sind dem Betrage nach kleiner als 0,8. Damit besteht kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität zwischen den Regressoren.*

## Anhang V Schätzergebnisse des Modells mit zufälligen Individual- und Zeiteffekten

Panel Regression - Estimation by Random Effects

Dependent Variable LNAUSG

Panel(15) of Annual Data From 1//1991:01 To 10//2005:01

Usable Observations 150 Degrees of Freedom 140

Standard Error of Estimate 0.0913073293

Sum of Squared Residuals 1.1671839743

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	<b>112.8081571</b>	54.1330065	2.08391	<b>0.03716862</b>
2. LNBIP	<b>0.9123538</b>	0.2866498	3.18282	<b>0.00145850</b>
3. LNBIPD	<b>0.6769862</b>	0.6880037	0.98399	<b>0.32512227</b>
4. LNBEV	<b>0.0441182</b>	0.1837226	0.24013	<b>0.81022575</b>
5. LNBEVD	<b>-8.6449443</b>	5.0969262	-1.69611	<b>0.08986517</b>
6. LNDIST	<b>-0.0413513</b>	0.2677273	-0.15445	<b>0.87725250</b>
7. LNPREIS	<b>-0.7523377</b>	0.1459665	-5.15418	<b>0.00000025</b>
8. LNBIPWF	<b>0.6387597</b>	0.6943915	0.91988	<b>0.35763334</b>
9. LNBEV1564	<b>-5.7243249</b>	1.2345236	-4.63687	<b>0.00000354</b>
10. EURO	<b>-0.1191490</b>	0.0348444	-3.41946	<b>0.00062745</b>

Vier der zehn Schätzkoeffizienten sind nicht signifikant ( $\alpha = 5\%$ ). Im Folgenden werden analog zum Vorgehen im Rahmen des FEM die nicht signifikanten Variablen nacheinander aus dem Modell eliminiert.

Eliminierung der Variablen DIST:

Panel Regression - Estimation by Random Effects

Dependent Variable LNAUSG

Panel(15) of Annual Data From 1//1991:01 To 10//2005:01

Usable Observations 150 Degrees of Freedom 141

Standard Error of Estimate 0.0909782266

Sum of Squared Residuals 1.1670623188

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	<b>112.2923657</b>	54.0299022	2.07834	<b>0.03767830</b>
2. LNBIP	<b>0.9096503</b>	0.2861149	3.17932	<b>0.00147622</b>
3. LNBIPD	<b>0.6821832</b>	0.6871804	0.99273	<b>0.32084248</b>
4. LNBEV	<b>0.0234825</b>	0.1261099	0.18621	<b>0.85228278</b>
5. LNBEVD	<b>-8.6109504</b>	5.0921720	-1.69102	<b>0.09083352</b>
6. LNPREIS	<b>-0.7535391</b>	0.1457591	-5.16976	<b>0.00000023</b>
7. LNBIPWF	<b>0.6422005</b>	0.6940340	0.92532	<b>0.35480179</b>
8. LNBEV1564	<b>-5.7141883</b>	1.2327779	-4.63521	<b>0.00000357</b>
9. EURO	<b>-0.1192258</b>	0.0348408	-3.42202	<b>0.00062158</b>

Eliminierung der Variablen BEV:

Panel Regression - Estimation by Random Effects

Dependent Variable LNAUSG

Panel(15) of Annual Data From 1//1991:01 To 10//2005:01

Usable Observations 150 Degrees of Freedom 142

Standard Error of Estimate 0.0906553657

Sum of Squared Residuals 1.1670121369

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	<b>112.3692317</b>	54.240717	2.07168	<b>0.03829560</b>
2. LNBIP	<b>0.9218448</b>	0.2844481	3.24082	<b>0.00119187</b>
3. LNBIPD	<b>0.6759149</b>	0.6885511	0.98165	<b>0.32627328</b>
4. LNBEVD	<b>-8.6106833</b>	5.1120238	-1.68440	<b>0.09210475</b>
5. LNPREIS	<b>-0.7535870</b>	0.1455718	-5.17674	<b>0.00000023</b>
6. LNBIPWF	<b>0.6310580</b>	0.6938083	0.90956	<b>0.36305636</b>
7. LNBEV1564	<b>-5.6908449</b>	1.2291277	-4.62999	<b>0.00000366</b>
8. EURO	<b>-0.1191367</b>	0.0348104	-3.42244	<b>0.00062061</b>

Eliminierung der Variablen BIPWF:

Panel Regression - Estimation by Random Effects

Dependent Variable LNAUSG

Panel(15) of Annual Data From 1//1991:01 To 10//2005:01

Usable Observations 150 Degrees of Freedom 143

Standard Error of Estimate 0.0908238927

Sum of Squared Residuals 1.1796040662

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	<b>113.9186184</b>	53.9849518	2.11019	<b>0.03484181</b>
2. LNBIP	<b>1.0109695</b>	0.2681872	3.76964	<b>0.00016348</b>
3. LNBIPD	<b>0.6476195</b>	0.6858384	0.94427	<b>0.34502956</b>
4. LNBEVD	<b>-8.8404547</b>	5.0831928	-1.73915	<b>0.08200769</b>
5. LNPREIS	<b>-0.7186247</b>	0.1413447	-5.08420	<b>0.00000037</b>
6. LNBEV1564	<b>-5.5823210</b>	1.2302807	-4.53744	<b>0.00000569</b>
7. EURO	<b>-0.1199422</b>	0.0349872	-3.42817	<b>0.00060766</b>

Eliminierung der Variablen BIPD:

Panel Regression - Estimation by Random Effects

Dependent Variable LNAUSG

Panel(15) of Annual Data From 1//1991:01 To 10//2005:01

Usable Observations 150 Degrees of Freedom 144

Standard Error of Estimate 0.0905214706

Sum of Squared Residuals 1.1799556762

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	<b>88.22510071</b>	46.62618852	1.89218	<b>0.05846712</b>
2. LNBIP	<b>1.09892705</b>	0.25149109	4.36965	<b>0.00001244</b>
3. LNBEVD	<b>-6.03547843</b>	4.12491422	-1.46318	<b>0.14341903</b>
4. LNPREIS	<b>-0.75064566</b>	0.13721664	-5.47051	<b>0.00000004</b>
5. LNBEV1564	<b>-5.67128919</b>	1.22666762	-4.62333	<b>0.00000378</b>
6. EURO	<b>-0.11290224</b>	0.03418366	-3.30281	<b>0.00095720</b>

Eliminierung der Variablen BEVD => Endgültige Spezifikation des REM:

Panel Regression - Estimation by Random Effects

Dependent Variable LNAUSG

Panel(15) of Annual Data From 1//1991:01 To 10//2005:01

Usable Observations 150 Degrees of Freedom 145

Standard Error of Estimate 0.0903184093

Sum of Squared Residuals 1.1828251839

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	<b>20.38866166</b>	4.95235653	4.11696	<b>0.00003839</b>
2. LNBIP	<b>0.93038511</b>	0.22356039	4.16167	<b>0.00003159</b>
4. LNPREIS	<b>-0.73280229</b>	0.13667366	-5.36169	<b>0.00000008</b>
5. LNBEV1564	<b>-5.36764986</b>	1.20898662	-4.43979	<b>0.00000900</b>
6. EURO	<b>-0.11955280</b>	0.03388013	-3.52870	<b>0.00041761</b>

*Alle nicht signifikanten Regressoren sind aus der Modellspezifikation eliminiert. Die verbleibenden erklärenden Variablen sind alle hoch signifikant.*

## Anhang VI Hausman-Test zur Entscheidung zwischen FEM und REM

## X13. Redundant Restrictions. Using 4 Degrees, not 5

Chi-Squared(4) = 1.786908 or F(4,\*) = 0.44673

with **Significance Level 0.77487676**

*Der Hausman-Test stellt die endgültigen Modelle mit festen und zufälligen Effekten gegenüber. Diese berücksichtigen zur Durchführung des Tests neben den Regressoren BIP, PREIS und BEV1564 eine Regressionskonstante sowie die Dummy-Variablen. Da die Nullhypothese zufälliger Effekte gestützt wird, korrelieren die Individual- und Zeiteffekte nicht mit den Regressoren. Somit ist das REM dem FEM (ökonometrisch) überlegen.*

## Variablenverzeichnis

<i>AUSG</i>	Ausgaben der ausländischen Touristen in Deutschland [in Mio. US Dollar und Preisen von 2000]
<i>BEV</i>	Bevölkerungsgröße der Herkunftsländer [in 1000 Einwohnern]
<i>BEVD</i>	Bevölkerungsgröße von Deutschland [in 1000 Einwohnern]
<i>BEV1564</i>	Anteil der 15- bis 64-Jährigen an Gesamtbevölkerung
<i>BIP</i>	Bruttoinlandsprodukt pro Kopf der Herkunftsländer [in Euro und Preisen von 2000]
<i>BIPD</i>	Bruttoinlandsprodukt pro Kopf von Deutschland [in Euro und Preisen von 2000]
<i>BIPWF</i>	Wachstumsfaktor des BIP
<i>Constant</i>	Regressionskonstante
<i>D1</i>	Dummy-Variable für Frankreich
<i>D2</i>	Dummy-Variable für Italien
<i>D3</i>	Dummy-Variable für Niederlande
<i>D4</i>	Dummy-Variable für Österreich
<i>D5</i>	Dummy-Variable für Spanien
<i>D6</i>	Dummy-Variable für Vereinigtes Königreich
<i>D7</i>	Dummy-Variable für Schweiz
<i>D8</i>	Dummy-Variable für Belgien
<i>D9</i>	Dummy-Variable für Dänemark
<i>D10</i>	Dummy-Variable für Vereinigte Staaten
<i>DIST</i>	Entfernung zwischen Frankfurt am Main und den Hauptstädten der Herkunftsländer [in km Fluglinie]
<i>EURO</i>	Dummy-Variable für Euro-Einführung
<i>PREIS</i>	Quotient aus Preislevelindex Deutschlands und Preislevelindex der Herkunftsländer

## Datenverzeichnis

- Einnahmen im Reiseverkehr nach Ländergruppen und Ländern  
[bis 1998 in Mio. DM, ab 1999 in Mio. Euro]  
**Quelle:** Deutsche Bundesbank,  
[http://www.bundesbank.de/statistik/statistik\\_zeitreihen.php?open=aussenwirtschaft](http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php?open=aussenwirtschaft)  
(Abruf 05.05.2007)  
Hinweis: Die Daten für Belgien, Dänemark und Vereinigte Staaten wurden direkt bei der Deutschen Bundesbank in Frankfurt angefordert.  
Kontaktadresse: [info-zbstatistik@bundesbank.de](mailto:info-zbstatistik@bundesbank.de)
- Historische DM-Devisenkurse der Frankfurter Börse, Vereinigte Staaten  
[1 US Dollar = ... DM bzw. DM pro US Dollar]
- Euro-Referenzkurse der Europäischen Zentralbank, Vereinigte Staaten  
[US Dollar pro Euro bzw. 1 Euro = ... US Dollar]  
**Quelle:** Deutsche Bundesbank,  
[http://www.bundesbank.de/statistik/statistik\\_zeitreihen.php?open=devisen](http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php?open=devisen)  
(Abruf 26.05.2007)
- BIP, BIP pro Kopf, Bevölkerungsgröße, Verbraucherpreisindex, Preislevelindex  
**Quelle:** OECD (OECD Statistics), Statistische Länderprofile 2007  
<http://stats.oecd.org/wbos/default.aspx> (Abruf 05.05.2007) und OECD Factbook 2007,  
<http://caliban.sourceoecd.org/vl=23280255/cl=13/nw=1/rpsv/factbook/>
- Entfernung zwischen Frankfurt am Main (Germany) und den Hauptstädten der Herkunftsländer [in km Fluglinie]  
**Quelle:** Entfernungskalkulator  
<http://www.mead.k12.wa.us/SHILOH/Griffith/MrGsWebPage2/distance.htm>  
(Abruf 05.05.2007)
- Anteil der 15- bis 64-Jährigen an der Gesamtbevölkerung  
**Quelle:** Weltbank, World Development Indicators 2006 (CD-ROM) und World Development Indicators 2007 (gedruckte Ausgabe)
- Anzahl der Übernachtungen in allen bezahlten Unterkunftsarten  
**Quelle:** Nationale Tourismusstatistik der European Travel Commission, Reiseziel Deutschland, <http://tourmis.wu-wien.ac.at> (Abruf 02.05.2007)

## Literaturverzeichnis

- Alecke, B. (1997):** Regressionsanalyse mit Panel-Daten. Eine Einführung, in: ZA-Information 40, S. 87-121.
- Auer, L. von (2007):** Ökonometrie. Eine Einführung, 4., verbesserte Aufl., Berlin u. a. (Springer).
- Cheng, I./ Wall, H. J. (2003):** Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration, Working Paper, The Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Crouch, G. I. (1994a):** The Study of International Tourism Demand: A Review of Findings, in: Journal of Travel Research, Vol. 33, No. 1, S. 12-23.
- Crouch, G. I. (1994b):** The Study of International Tourism Demand: A Survey of Practice, in: Journal of Travel Research, Vol. 32, No. 4, S. 41-55.
- Deutsche Bundesbank (2003):** Monatsbericht März 2003, 55. Jg., Nr. 3, Frankfurt am Main.
- Dielman, T. E. (1989):** Pooled Cross-Sectional and Time Series Data Analysis, Statistics: Textbooks and Monographs, Vol. 97, New York u. a. (Dekker).
- Dransfeld, K./ Kienle, P./ Kalvius, G. M. (2005):** Physik I. Mechanik und Wärme, 10., überarb. und erw. Aufl., München (Oldenbourg).
- Durbarry, R. (2000):** Tourism Expenditure in the UK: Analysis of Competitiveness using a Gravity-Based Model, Discussion Paper 2000/01, Christel DeHaan Tourism and Travel Research Institute, Nottingham University Business School.
- Dwyer, L./ Forsyth, P./ Rao, P. (2000):** The Price Competitiveness of Travel and Tourism: A Comparison of 19 Destinations, in: Tourism Management, Vol. 21, S. 9-22.
- Eckey, H.-F./ Kosfeld, R./ Dreger, C. (2004):** Ökonometrie. Grundlagen – Methoden – Beispiele, 3., überarb. und erw. Aufl., Wiesbaden (Gabler).

- Egger, P. (2000):** A Note on the Proper Econometric Specification of the Gravity Equation, in: *Economics Letters*, Vol. 66, S. 25-31.
- 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, No. 3, S. 571-580.
- Felderer, B./ Homburg, S. (2003):** *Makroökonomik und neue Makroökonomik*, 8., neu bearb. Aufl., Berlin u. a. (Springer).
- Greene, W. H. (2003):** *Econometric Analysis*, 5th Ed., International Edition, New Jersey (Prentice Hall).
- Gujarati, D. N. (2003):** *Basic Econometrics*, 4th Ed., New York (McGraw Hill).
- Harris, M. N./ Mátyás, L. (1998):** The Econometrics of Gravity Models, Working Paper No. 5, The Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research.
- Hausman, J. A. (1978):** Specification Tests in Econometrics, in: *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, S. 1251-1271.
- Hsiao, C. (2003):** *Analysis of Panel Data*, 2nd Ed., *Econometric Society Monographs*, No. 34, Cambridge (University Press).
- Judge, G. G./ Griffiths, W. E./ Hill, R. C./ Lütkepohl, H./ Lee, T. (1985):** *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd Ed., New York u. a. (John Wiley and Sons).
- König, J./ Schulze, P. M. (2006):** Zur Analyse rheinland-pfälzischer Exporte mittels Gravitationsmodell, Arbeitspapier Nr. 34, Institut für Statistik und Ökonometrie, Johannes Gutenberg-Universität Mainz.
- Lee, C./ Var, T./ Blaine, T. (1996):** Determinants of Inbound Tourist Expenditures, in: *Annals of Tourism Research*, Vol. 23, No. 3, S. 527-542.
- Maddala, G. S. (2001):** *Introduction to Econometrics*, 3rd Ed., Chichester u. a. (John Wiley & Sons).

- Mankiw, N. G. (2004):** Grundzüge der Volkswirtschaftslehre, 3., überarb. Aufl., Stuttgart (Schäffer-Poeschel).
- Mátyás, L. (1997):** Proper Econometric Specification of the Gravity Model, in: The World Economy, Vol. 20, Issue 3, S. 363-368.
- Mátyás, L./ Sevestre, P. (1996):** The Econometrics of Panel Data. A Hand-book of the Theory with Applications, 2nd revised Ed., Dordrecht u. a. (Kluwer Academic Publishers)
- Müller, H. (2005):** Freizeit und Tourismus. Eine Einführung in Theorie und Politik, Berner Studien zu Freizeit und Tourismus, Heft 41, 10. Aufl.
- Mundt, J. W. (2001):** Einführung in den Tourismus, 2., erg. Aufl., München (Oldenbourg).
- OECD (2007):** OECD Factbook – Economic, Environmental and Social Statistics, Ed. 2007, Paris.
- 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.
- Prinz, A./ Schulze, P. M. (2004):** Zur Entwicklung von Containerschiffs-flotten. Eine Paneldatenanalyse, Arbeitspapier Nr. 26, Institut für Statistik und Ökonometrie, Johannes Gutenberg-Universität Mainz.
- Proença, S. A./ Soukiazis, E. (2005):** Demand for Tourism in Portugal: A Panel Data Approach, Discussion Paper No. 29, Centro de Estudos da União Europeia, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra (Portugal).
- Rudolph, H. (1999):** Tourismus-Betriebswirtschaftlehre, München (Oldenbourg).
- Schröder, A./ Widmann, T./ Widmann-Brittner, A. (2005):** Tourismus und demographischer Wandel in Deutschland – Entwicklung, Prognosen und Folgen, Materialien zur Fremdenverkehrsgeographie, Heft 63, Geographische Gesellschaft Trier.

- Schulze, P. M. (2007):** Beschreibende Statistik, 6., korrigierte und aktualisierte Aufl., München, Wien (Oldenbourg).
- Schulze, P. M./ Prinz, A./ Schweinberger, A. (2006):** Angewandte Statistik und Ökonometrie mit WinRATS, München (Oldenbourg).
- Sen, A./ Smith, T. E. (1995):** Gravity Models of Spatial Interaction Behaviour, Advances in Spatial and Network Economics, Berlin u. a. (Springer).
- Song, H./ Witt, S. F. (2000):** Tourism Demand Modelling and Forecasting. Modern Econometric Approaches, Advances in Tourism Research Series, Amsterdam u. a. (Pergamon).
- Tremblay, P. (1989):** Pooling International Tourism in Western Europe, in: Annals of Tourism Research, Vol. 16, S. 477-491.
- Varian, H. R. (2001):** Grundzüge der Mikroökonomik, 5., überarb. Aufl., München, Wien (Oldenbourg).

**Autoren:**

Anna Lerch, 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 Kapitalmarktzinseszinses 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, Zähldatenmodelle (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)
- 35.\* Anke Koch / Peter M. Schulze, Einflussgrößen regionaler Wissensproduktion (November 2006)
- 36.\* Daria Orlova / Timo Jost, Zur Erklärung der Zuwanderungen nach Deutschland - Ein Gravitationsmodell (Dezember 2006)
- 37.\* Peter M. Schulze / Christoph Eschermann, Analyse und Prognose des deutschen (seewärtigen) Containerumschlags (September 2007)
- 38.\* Anna Lerch / Peter M. Schulze, Ein Gravitationsansatz zur Analyse internationaler Tourismusströme nach Deutschland (Oktober 2007)

---

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