

Hans-Friedrich Eckey, Reinhold Kosfeld und Matthias Türck

Pendelbereitschaft von Arbeitnehmern in Deutschland

Willingness to commute of employees in Germany

Zusammenfassung

Eine Analyse des Pendlerverhaltens ist angesichts der in vielen deutschen Regionen angespannten Arbeitsmarktlage von hoher Aktualität. Dennoch liegen für Gesamtdeutschland keine neueren Untersuchungen zu dieser Thematik vor. Mit Hilfe von Daten der Bundesagentur für Arbeit für alle sozialversicherungspflichtig Beschäftigten werden Gravitationsmodelle geschätzt. Die Berechnungen weisen die Pendelneigung der Beschäftigten insgesamt sowie soziodemographischer Untergruppen aus. Festzustellen ist, dass Männer bei zunehmender Distanz eher zum Pendeln bereit sind als Frauen, Deutsche eine höhere Pendelneigung besitzen als Ausländer und Arbeiter eine höhere als Angestellte. Eine lokale Analyse zeigt, dass bei ostdeutschen Regionen ein überdurchschnittlicher Pendelwiderstand zu verzeichnen ist, der mit tendenziell unattraktiveren Arbeitsplätzen erklärt werden kann. Bei wirtschaftlich prosperierenden Metropolen in Westdeutschland sind Arbeitnehmer auch bereit, längere Fahrtzeiten in Kauf zu nehmen.

Abstract

An analysis of the commuter behaviour is an important question because of the high unemployment rate in many German regions. However, there are no actual investigations for the whole country. We use data of the Federal Employment Office (Bundesagentur für Arbeit), which include all national insurance contributors, to estimate gravity models. These calculations show the willingness to travel from home to work for all employed persons as well as for sociodemographic subgroups. It can be stated that men are more prepared to commute than women if the distance is increasing, that Germans are more willing to commute than foreigners and that workers have a greater commuting resistance than other employees. A local analysis shows that the influence of distance on commuting is higher in East German regions than in West Germany. One reason for that result may be the lower wages in East Germany. Employees accept longer driving times to work in economically prosperous regions in West Germany.

1 Problemstellung

Neuere ökonometrische Analysen zum Pendlerverhalten zwischen Wohn- und Arbeitsort liegen für viele europäische Länder vor, beispielsweise für Dänemark (De Vries/Nijkamp/Rietveld 2004), die Niederlande (Cörvers/Hensen 2003), Großbritannien (Dargay/Ommeren 2005) und die baltischen Staaten (Hazans 2004), mit Ausnahme der Analyse für norddeutsche Regionen von Herrmann und Schulz (2005) aber nicht

für Deutschland. Für das allgemeine Mobilitätsverhalten hierzulande – erhoben über Umfragedaten – stellen Lipps und Kunert (2005) fest, dass die Mobilität zu-, aber die Bedeutung soziodemographischer Variablen als Bestimmungsgrößen abgenommen hat. Angesichts dieses Hinweises auf eine Veränderung bei der Pkw-Nutzung sind weitere aktuelle Analysen dringend erforderlich.

Insbesondere das Pendlerverhalten zwischen Wohn- und Arbeitsort besitzt eine hohe politische, verkehrswissenschaftliche und regionalökonomische Relevanz. Auf der politischen Ebene sei hier nur an die Diskussion um die Entfernungspauschale in Deutschland erinnert, die auch nach dem endgültigen Änderungsbeschluss von Parlament und Regierung im Juli/August 2006 anhält, insbesondere vonseiten der CSU und des Bundes der Steuerzahler. Nach diesem Beschluss über die Beschränkung der Entfernungspauschale können ab 2007 nur noch Strecken ab 20 km zum Arbeitsplatz steuerlich abgesetzt werden.

Aus verkehrswissenschaftlicher Sicht besitzt das Pendlerverhalten eine hohe Bedeutung, weil Pendlerströme vorzugsweise zu bestimmten Tageszeiten auftreten und zu einem Engpass insbesondere in Ballungsräumen führen (vgl. De Vries/Nijkamp/Rietveld 2004, S. 1). Aus regionalökonomischer Sicht ist dagegen eine hohe Pendelbereitschaft zu begrüßen, weil sie Strukturprobleme in einer Region abmildern kann. Ziel dieses Beitrags ist eine Schätzung der Pendelbereitschaft deutscher Arbeitnehmer sowie eine Untersuchung der soziodemographischen Unterschiede beim Pendlerverhalten. Zusätzlich sollen räumliche Abweichungen bei der Pendelbereitschaft analysiert werden.

Dazu werden Pendlerdaten für alle sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in Deutschland¹ verwendet, die von der Bundesagentur für Arbeit zum Stichtag 30.6.2004 erhoben wurden.² Die Daten liegen für die deutschen Kreise aggregiert für alle Beschäftigten sowie die Untergruppen männlich und weiblich, deutsch und ausländisch sowie in Ausbildung und regulär beschäftigt vor. Damit können Gravitationsmodelle für die Pendelbereitschaft geschätzt werden. Vorliegend werden allerdings nicht die Kreise zugrunde gelegt, sondern – wie auch bei der Bundesverkehrswegeplanung (vgl. BVU/ifo/ITP/PLANCO 2001, S. 6 f.) – 377 Kreisregionen. Kreisfreie Städte, die nur von einem Landkreis umschlossen sind, werden dabei mit diesem zu einer Kreisregion zusammengefasst³, alle übrigen bilden eigenständige Kreisregionen.

Im Folgenden werden zunächst die Grundlagen des Gravitationsansatzes zur Schätzung von Pendlermodellen erläutert. Gegenstand des anschließenden dritten Kapitels ist die ökonometrische Schätzung zweier grundlegender Gravitationsmodelle für verschiedene Pendlergruppen. Den Abschluss des Beitrags bilden ein Resümee und ein Ausblick auf offene Forschungsfragen.

2 Gravitationsansatz

In Pendleranalysen wird häufig das Gravitationsmodell angewendet. Erste Grundzüge dieses Ansatzes gehen auf Carey (1858) und Ravenstein (1885) zurück, die Parallelen im Wanderungsverhalten zu den von Newton entdeckten physikalischen Eigenschaften von Massen feststellten. Nach dem Newton'schen Gravitationsgesetz ist die Anziehungskraft a_{ij} zwischen zwei Körpern i und j proportional zu dem Produkt beider Massen M_i und M_j sowie umgekehrt proportional zum Quadrat der Distanz zwischen beiden Körpern d_{ij} :

$$(1) \quad a_{ij} = \gamma \cdot \frac{M_i \cdot M_j}{d_{ij}^2}.$$

Der Koeffizient γ stellt dabei eine Naturkonstante dar. Der Ansatz der „Social Physics“ besteht darin, dass solche physikalischen Gesetze auf Tatbestände der Sozialwissenschaften übertragen werden. Carey und Ravenstein beobachteten zum Beispiel, dass Personen häufiger zwischen großen Städten umziehen und die Wanderungsbereitschaft mit zunehmender Entfernung des Ursprungs- und Zielortes abnimmt. Entsprechend hat Ravenstein folgendes Modell formuliert:

$$(2) \quad T_{ij} = \gamma \cdot \frac{S_i \cdot S_j}{d_{ij}^\beta}.$$

Die Migration T_{ij} zwischen zwei Orten i und j wird also über das Produkt ihrer Einwohnerzahl (s steht für „size“) sowie invers durch die Distanz erklärt. Der Exponent muss dabei im Nenner nicht 2 betragen wie im Newton'schen Gravitationsgesetz, und γ stellt keine Naturkonstante dar (s. Isard 1998, S. 253 ff. und Sen/Smith 1995, S. 49 ff.). Beide Koeffizienten γ und β sind empirisch zu schätzen (Fotheringham/Brunsdon/Charlton 2000, S. 215 f.). Für β sind Werte zwischen 0 und 3,5 ermittelt worden (Haggett/Cliff/Frey 1977, S. 30 f.).

Entsprechend kann das Modell für die Pendelbereitschaft formuliert werden (Maier 2005). Ausgangspunkt ist die 377 x 377-Pendlermatrix, wobei die Pendler von i nach j als v_{ij} bezeichnet werden. So weist v_{12} beispielsweise die Anzahl der Pendler von Kreisregion 1 in die Kreisregion 2 aus. Die Hauptdiagonalelemente v_{ij} beinhalten alle Personen, die in der gleichen Kreisregion wohnen, in der sie auch arbeiten. Die Pendlermatrix hat folgendes Aussehen:

$$(3) \quad V = \begin{bmatrix} v_{11} & v_{12} & \cdots & v_{1,377} \\ v_{21} & v_{22} & \cdots & v_{2,377} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ v_{377,1} & v_{377,2} & \cdots & v_{377,377} \end{bmatrix}.$$

Die Summe dieser Matrix der i -ten Zeile über alle Spalten ergibt die Anzahl der Beschäftigten mit Wohnort in Region i , die also entweder aus Region i auspendeln oder in Region i arbeiten und wohnen:

$$(4) \quad A_i = \sum_{j=1}^{377} v_{ij}.$$

Als Summe der j -ten Spalte über alle Zeilen erhält man die Einpendler in die j -te Region einschließlich derjenigen, die in Region j ihren Arbeits- und Wohnort haben*:

$$(5) \quad E_j = \sum_{i=1}^{377} v_{ij}.$$

Man spricht in diesem Zusammenhang auch von Push-Pull- oder Angebots-Nachfrage-Modellen. Bei einer schlechten Arbeitsmarktlage in einer Region werden die Einwohner „gepusht“, in einer anderen Region zu arbeiten. Es besteht also eine Nachfrage nach Arbeitsplätzen, die durch andere Regionen befriedigt wird. Dieser Push- oder Nachfrageeffekt wird über die Anzahl der Auspendler A_i gemessen. Entsprechend gibt es einen Pull- oder Angebotseffekt E_j , der abhängig von der Anzahl und Attraktivität der Arbeitsplätze in der Zielregion ist.

Bei solchen Verkehrsmodellen wird also nicht mit Bevölkerungsmassen argumentiert, sondern mit Pendlerströmen als Indikator für das Gewicht einer Region. Man erwartet viele Pendler von Kreisregion i nach Kreisregion j , wenn die Arbeitsplatznachfrage in der Quellregion i , gemessen über die Summe der Auspendler A_i , und das Arbeitsplatzangebot in der Zielregion j , operationalisiert über die Einpendlersumme E_j , jeweils hoch sind. Somit erhält man folgende Pendlerfunktion, die natürlich auch abhängig von der Distanz zwischen den beiden Regionen d_{ij} ist:

$$(6) \quad v_{ij} = b_0 \cdot \frac{A_i \cdot E_j}{f(d_{ij})}.$$

Die Distanz kann durch unterschiedliche funktionale Beziehungen in das Modell einfließen. Gebräuchlich sind aber vor allem zwei Spezifikationen. In Analogie zum Newton'schen Gravitationsmodell lässt sich die Distanz beispielsweise mit einem variablen Exponenten („power specification“) modellieren (vgl. Richter 1995, S. 245 und Eckey/Stock 2000, S. 184):

$$(7) \quad f(d_{ij}) = d_{ij}^{b_1}.$$

Der Parameter b_1 stellt dabei einen Widerstandskoeffizienten dar. Je größer sein Wert, umso stärker geht die Anzahl der Pendler mit zunehmender Entfernung zurück. Bei einem Parameter von 2, der in Anlehnung an das Gravitationsmodell von Newton bei der empirischen Schätzung auftreten könnte, würde sich bei ei-

ner Verdoppelung der Distanz zwischen zwei Orten die Anzahl der Pendler um den Faktor 4 verringern. Der Koeffizient b_1 ist bei der Power-Spezifikation als Elastizität zu interpretieren. Er zeigt die prozentuale Verringerung der Pendleranzahl zwischen den Regionen i und j an, wenn sich die Distanz zwischen beiden Regionen um ein Prozent erhöht.

Daneben wird aber auch häufig die negative Exponentialfunktion (Stetzer 1982, S. 572) („exponential specification“) herangezogen:

$$(8) \quad f(d_{ij}) = e^{b_1 d_{ij}}.$$

Deren Vorteil besteht darin, dass die Halbwertsdistanz berechnet werden kann. Hierbei handelt es sich um die Distanz, ab der die Pendleranzahl um die Hälfte abnimmt. Sie wird über die Beziehung

$$(9) \quad HD = (1n2)/b_1$$

ermittelt.

Die Gleichung 6 in Verbindung mit den Formeln 7 und 8 lässt sich durch eine Logarithmierung linearisieren. Damit wird die Schätzung erheblich vereinfacht. Man erhält dabei die Beziehungen

$$(10) \quad \ln \left[\frac{v_{ij}}{A_i \cdot E_j} \right] = \ln b_0 - b_1 \cdot \ln(d_{ij}) \quad \text{für den Power-Ansatz}$$

und

$$(11) \quad \ln \left[\frac{v_{ij}}{A_i \cdot E_j} \right] = \ln b_0 - b_1 \cdot d_{ij} \quad \text{für den Exponential-Ansatz.}^5$$

3 Empirische Schätzung

Nach der theoretischen Erläuterung der Modelle soll nun auf die empirische Schätzung eingegangen werden. In der Regel wird man die Pendelbereitschaft nicht vollständig durch ein Gravitationsmodell erklären können. Deshalb werden die beiden grundlegenden Gravitationsmodelle (vgl. Gleichungen 10 und 11) um einen stochastischen Störterm erweitert. Die Regressionskoeffizienten des empirischen Modells werden mit griechischen Buchstaben bezeichnet:

$$(12) \quad \ln \left[\frac{v_{ij}}{A_i \cdot E_j} \right] = \beta_0 - \beta_1 \cdot \ln(d_{ij}) + u_{ij} \quad \text{für den Power-Ansatz}$$

bzw.

$$(13) \quad \ln \left[\frac{v_{ij}}{A_i \cdot E_j} \right] = \beta_0 - \beta_1 \cdot d_{ij} + u_{ij} \quad \text{für den Exponential-Ansatz.}$$

Beide Modelle lassen sich unter Annahme fehlender Autokorrelation und Heteroskedastizität mit der gewöhnlichen Kleinst-Quadrate-Methode schätzen. Eine

Überprüfung auf räumliche Autokorrelation kann für diese Fragestellung nicht mit dem von Anselin (1988) entwickelten Instrumenten zur räumlichen Ökonometrie vorgenommen werden, weil die statistischen Einheiten (=Fälle) hier nicht Regionen, sondern Pendlerströme zwischen Regionen sind. In den von Anselin entwickelten Modellen – mit Ausnahme der Raum-Zeit-Modelle – besitzt nämlich die Nachbarschaftsmatrix, die die räumliche Nähe der Regionen zueinander enthält, die gleiche Zeilenanzahl wie der Vektor der abhängigen Variablen y sowie die Matrix X mit den Werten der unabhängigen Variablen.

Speziell über die Auswirkungen von regionaler Autokorrelation auf die Kleinst-Quadrate-Schätzung im Gravitationsmodell wurde in den 1980er Jahren kontrovers diskutiert. So konnten Cliff, Martin und Ord (1974, 1976) mit Hilfe von Monte-Carlo-Studien nachweisen, dass eine regionale Autokorrelation zu keiner Verzerrung des für die Modellinterpretation wichtigen Parameters β_1 führt. Zwar wurde diese Studie partiell von Curry, Griffith und Sheppard (1975) angegriffen, dennoch stellte Fotheringham (1982, S. 553) fest, dass diese Diskussion an Relevanz verloren hat. Wir schätzen im vorliegenden Ansatz die Gravitationsmodelle deswegen mit der Kleinst-Quadrate-Methode.

Der Datensatz enthält insgesamt 142 129 Pendlerbeziehungen zwischen deutschen Kreisregionen. Er umfasst auch die Beschäftigten, die in der gleichen Region wohnen und arbeiten. In Tabelle 1 sind diese Daten, aufgeschlüsselt nach Pendlergruppen, deskriptiv dargestellt. Durchschnittlich pendeln zwischen zwei unterschiedlichen Regionen oder innerhalb einer Region 184 Arbeitskräfte. Hierbei gibt es aber erhebliche Abweichungen, wie die hohe Standardabweichung von 4 142 Personen zum Ausdruck bringt. Dafür gibt es zwei Gründe: Zum einen wohnen und arbeiten die meisten Beschäftigten in der gleichen Kreisregion und nimmt die Anzahl der Pendler mit zunehmender Entfernung zwischen den Regionen stark ab. Zum anderen

gibt es aber auch bedeutende räumliche Unterschiede, was die Anzahl der Ein- und Auspendler angeht. In Abbildung 1 ist beispielsweise der Auspendleranteil zwischen Quell- und Zielregion dargestellt. Dieser wird auch als Anbindungskoeffizient bezeichnet. Er wird als Quotient zwischen den Pendlern zweier Regionen bezogen auf die Anzahl der Auspendler der Quellregion – einschließlich der Personen mit gleichen Arbeits- und Wohnort – ermittelt:

$$(14) \quad a_{ij} = v_{ij} / \sum_{j=1}^{377} v_{ij}.$$

Zur besseren Übersicht sind allerdings Linien erst ab einem Koeffizienten größer als 0,05 grafisch ausgewiesen. In einigen Regionen, insbesondere Metropolen wie Hamburg, Berlin, München, Frankfurt, Nürnberg und Stuttgart, gibt es eine starke Beziehung zwischen Kernstadt und Umland, während in dünn besiedelten ländlichen Gebieten nur geringe Pendlerbeziehungen vorhanden sind. Die minimale Pendlerzahl beträgt null Personen, der maximale Wert liegt bei 846 786.

Neben den Beschäftigten insgesamt gibt Tabelle 1 aber auch einen Überblick über das Pendlerverhalten nach soziodemographischen Untergruppen der Arbeitnehmer. Da es mehr männliche als weibliche Beschäftigte gibt, ist die höhere durchschnittliche Anzahl an männlichen Pendlern nicht verwunderlich (103 gegenüber 87 Personen). Entsprechendes gilt für die übrigen soziodemographischen Untergruppen. Aus der Tabelle geht aber auch hervor, dass die Anzahl der Pendler in den einzelnen Untergruppen teilweise deutlich weniger streut als bei den Pendlern insgesamt.

Die Distanz zwischen den Kreisregionen lässt sich in verschiedenen Einheiten angeben, z.B. als Luftlinienentfernung, Zeitentfernung sowie Kosten für das Pendeln zwischen beiden Orten. Vorliegend wird die Zeitdistanz zugrunde gelegt, und zwar aus folgenden Gründen:

Pendlergruppe	Arithmetisches Mittel	Standardabweichung	Minimum	Maximum
Insgesamt	183,639	4.141,763	0	846.786
Männlich	103,213	2.123,712	0	402.893
Weiblich	86,576	2.101,319	0	443.893
Deutsch	171,489	3.762,596	0	784.140
Ausländer	12,150	438,758	0	96.943
Angestellte	107,204	2.640,795	0	562.886
Arbeiter	76,435	1.550,885	0	283.900
Beschäftigte	172,755	3.917,410	0	801.048
Auszubildende	10,883	227,918	0	45.738

Tabelle 1
Anzahl der Pendler in den unterschiedlichen Gruppen

- Die Pendelkosten steigen im einfachsten Fall proportional zu der Zeitentfernung.⁶ Die Berücksichtigung eines multiplikativen Faktors für die durchschnittlichen Kosten würde zu keiner wesentlichen Veränderung der Ergebnisse führen. Zudem müssen die Fahrtkosten nach subjektiven Kriterien festgelegt werden.
- Unterstellt wird, dass für das untersuchte Pendeln zwischen Wohn- und Arbeitsort die Zeitdistanz eine wesentlich größere Bedeutung besitzt als die Luftliniendistanz.

Verwendet wird so die Zeitdistanz, die mit dem Verkehrsprognoseprogramm VISUM zwischen den wirtschaftlichen Zentren der Kreisregionen berechnet wird. Das wirtschaftliche Zentrum einer Kreisregion ist über die Stadt mit der größten Einwohnerzahl operationalisiert. Aus Abbildung 2 geht die Verteilung der Pendelzeiten – beschränkt auf das Intervall zwischen 0 und 120 Minuten – hervor. Bei den meisten Beschäftigten stimmen Wohn- und Arbeitsort überein. Zu beachten ist allerdings, dass auch diese Arbeitnehmer eine Strecke zum Arbeitsplatz zurücklegen müssen. Die Pendelzeit für diese Strecke haben wir in Abhängigkeit von der geographischen Ausdehnung der Kreisregion auf Werte zwischen 5 und 39 Minuten bei einem arithmetischen Mittel von 20,59 Minuten gesetzt.

Die Schätzungen der Koeffizienten für die Beschäftigten insgesamt sowie einiger soziodemographischer Merkmale für das Modell (12) – Power-Spezifikation – sind Tabelle 2 zu entnehmen. Alle Modelle sind hochsignifikant, wie durch den F-Test nachgewiesen wird. Der Determinationskoeffizient zeigt an, dass zwischen 60 % und 70 % der Varianz der abhängigen Variablen erklärt wird. Somit ist die Güte der Modelle als positiv zu interpretieren. Die Power-Spezifikation erfasst das Pendlerverhalten zwischen deutschen Kreisregionen also relativ umfassend.

Das Steigungsmaß liegt für alle Untergruppen der Pendler in der Nähe von 2. Der Koeffizient ist aber auch als Elastizität interpretierbar, wobei hier zu beachten ist, dass im Modell (12) ein negatives Vorzeichen vorhanden ist. Erhöht sich also die Distanz zwischen zwei Kreisregionen um ein Prozent und bleiben die Push- und Pull-Effekte (gemessen über die Anzahl der Ein- bzw. Auspendler insgesamt) beider Regionen gleich, dann sinkt die Anzahl der Pendler insgesamt durchschnittlich um 2,128 %.

Nun zur Interpretation der Ergebnisse für die Untergruppen der Pendler: Hier wurde der Wald F-Test auf Gleichheit der Steigungsmaße β_1 in den Untergruppen angewendet (s. Vogelvang 2005, S. 105 ff. und Greene 2003, S. 175 ff.). Wie aus Tabelle 3 hervorgeht, sind alle Differenzen statistisch signifikant. Männer besitzen

Abbildung 1
Grafische Darstellung des Auspendleranteils

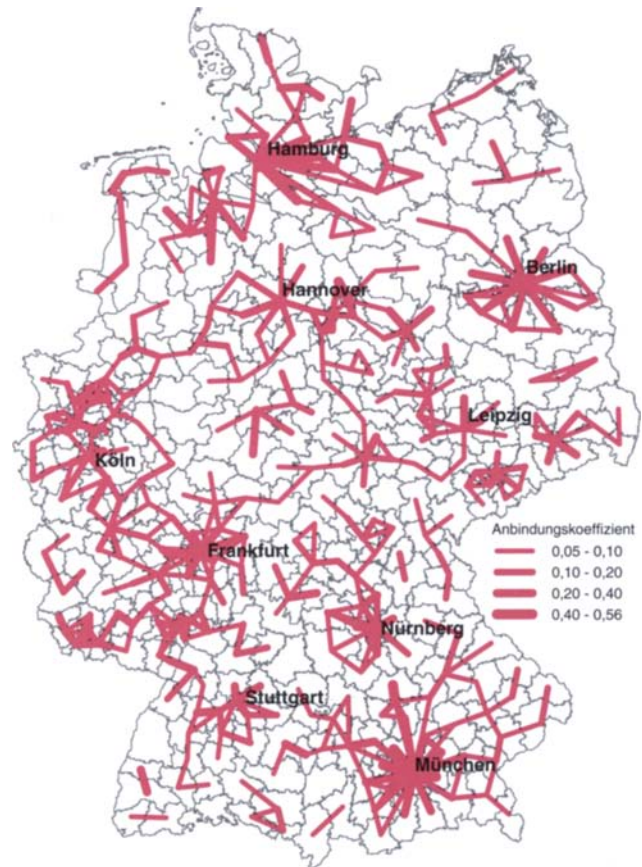
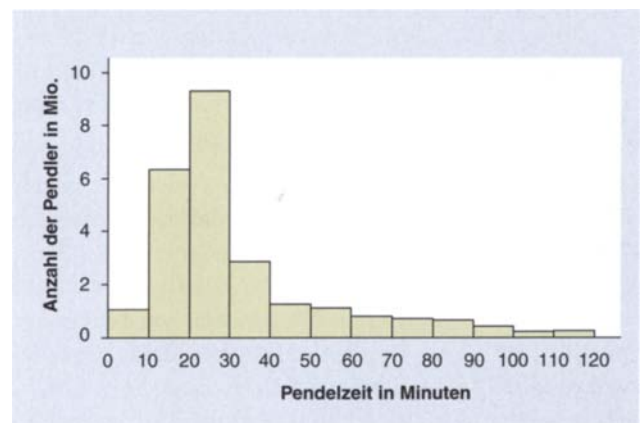


Abbildung 2
Pendler mit einer Pendelzeit zwischen Kreisregionen unter 120 Minuten



ein geringeres Steigungsmaß (Raumwiderstandsmaß) als Frauen, somit ist der Pendlereffekt bei Männern größer. Unterstellt man eine gleiche Distanz und eine gleiche Ein- und Auspendleranzahl zwischen zwei Regionen, erwartet man bei großen Distanzen relativ mehr männliche Pendler. Empirische Studien zeigen, dass Männer bei gleicher Arbeitszeit und Qualifikation deutlich mehr verdienen als Frauen. Im Gender-Da-

tenreport des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (BmFSFJ 2005, S. 159 ff.) wird z. B. ein um 20 % höheres Einkommen von Männern ermittelt (vgl. auch Hinz/Gartner 2005).⁷ Empirische Studien weisen aber auch nach, dass die Pendelbereitschaft bei einem höheren Einkommen zunimmt (s. Manning 2003 und Dargay/Ommeren 2005).⁸ Damit sind die geschlechtsspezifischen Unterschiede beim Pendelverhalten erklärbar. Sermons und Koppelman (2001) sowie Hanson und Pratt (1995) stellen dafür als weiteren Grund die unterschiedlichen sozialen Rollen in der Familie bzw. im Haushalt heraus. Die Hausarbeit und Kinderbetreuung erlaubt Frauen demnach häufig keine langen Pendelzeiten.

Deutsche pendeln ebenfalls mehr als Ausländer, wobei die absolute Differenz hier geringer ist als die geschlechtsspezifischen Unterschiede. Ein Grund mag in der tendenziell höheren Qualifikation deutscher Beschäftigter liegen (BmFSFJ 2005, S. 159 ff.). Hinzu kommt, dass Ausländer möglicherweise am Wohnort nicht so verwurzelt sind wie Deutsche. Wenn Ausländern eine Arbeitsstelle in größerer Entfernung zum Wohnort angeboten wird, sind sie eher zum Umzug bereit.

Die höhere Pendelbereitschaft von Arbeitern gegenüber Angestellten lässt möglicherweise auf einen Struktureffekt zurückführen. Im Rahmen des Strukturwandels und der Auslagerung von Produktionsstätten ins Ausland haben sich die Arbeitsplätze für Arbeiter relativ stärker verringert als für Angestellte. Damit ist gleichzeitig der Druck (Push-Effekt) zum Pendeln angestiegen. Zwischen Beschäftigten und Auszubildenden sind die Unterschiede beim Pendelverhalten gering ausgeprägt. Aufgrund der partiell schlechten Ausbildungslage müssen Auszubildende heute auch größere Entfernungen zum Arbeitsplatz zurücklegen.

Tabelle 4 sind die Ergebnisse bei Verwendung der e-Funktion (vgl. Formel 13) zu entnehmen. Wie sich auch bei anderen Untersuchungen zeigt (vgl. De Vries/Nijkamp/Rietveld 2004), ist die Anpassung dieses Modells deutlich schlechter als bei Verwendung der Power-Spezifikation. Der Determinationskoeffizient besitzt zwar in allen Fällen eine hohe statistische Signifikanz, dennoch beträgt die erklärte Varianz nur zwischen 28 % und 44 %. Somit kann das exponentielle Modell das Pendlerverhalten wesentlich schlechter erfassen als die Power-Funktion.

Der Vergleich der Tabellen 2 und 3 zeigt aber, dass die Ergebnisse vom Power-Modell bestätigt werden: Alle Regressionskoeffizienten sind hoch signifikant, die geschlechtsspezifischen Differenzen allerdings nicht signifikant (vgl. Tab. 5). Deutsche besitzen aber eine signifikant geringfügig höhere Pendelbereitschaft als Ausländer, Arbeiter als Angestellte sowie Auszubildende als Beschäftigte. Die Unterschiede bei den einzelnen Untergruppen treten jedoch weniger deutlich hervor als bei dem Power-Ansatz.

Zusätzlich können die Halbwertsdistanzen HD ermittelt werden, die ebenfalls aus Tabelle 4 hervorgehen. Bei den Pendlern insgesamt führt beispielsweise eine Erhöhung der Distanz um 84,64 Minuten zwischen zwei Kreisregionen bei gleichem Ein- und Auspendleranteil durchschnittlich zu einer Halbierung der Pendleranzahl. Dieser Wert hört sich zunächst relativ hoch an, zu beachten ist allerdings, dass Pendler, die in der gleichen Kreisregion arbeiten und wohnen, auch einen Anfahrtsweg zum Arbeitsplatz zurücklegen müssen.

Die im Vergleich höchste Halbwertsdistanz besitzen Arbeiter, gefolgt von Deutschen. Bei Arbeitern führt erst eine Erhöhung der Distanz um 90,310 Minuten bei gleicher Attraktivität der Regionen zu einer Halbierung der Pendleranzahl. Die geringste Halbwertsdistanz ist bei weiblichen Beschäftigten mit einem Wert von 77,826 Minuten vorhanden.

In der Literatur gibt es Hinweise auf eine räumliche Variation des Widerstandskoeffizienten im Gravitationsmodell (s. Fotheringham/Pitts 1995, S. 715 f.). Deshalb folgt noch eine lokale Analyse für die Pendler insgesamt, wozu die Power-Spezifikation verwendet wird, die eine bessere Anpassung besitzt. Für jede Kreisregion werden für die Einpendler separate Regressionsmodelle geschätzt. Damit liegen 377 Einzelgleichungen vor:

$$(15) \quad \ln \left[\frac{v_{ij}}{A_i \cdot E_j} \right] = \beta_{0j} - \beta_{1j} \cdot d_{ij} + u_{ij}, j = 1, 2, \dots, 377.$$

Die Widerstandskoeffizienten β_{1j} sind in Abbildung 3 grafisch dargestellt. Generell kann festgestellt werden, dass sie in den neuen Ländern höher sind als in Westdeutschland. In den meisten ostdeutschen Regionen führt eine Erhöhung der Distanz um 1 % zu einer Verringerung der Pendleranzahl zwischen 2,5 und 5 %, während in den meisten westdeutschen Regionen der entsprechende Effekt die 2,5 % unterschreitet.

Pendlergruppe	β_0	β_1	R ²
Insgesamt	-7,647**	2,128**	0,682**
Männliche	-6,424**	2,213**	0,700**
Weibliche	-6,424**	2,277**	0,689**
Deutsche	-7,637**	2,120**	0,680**
Ausländische	-3,945**	2,172**	0,650**
Angestellte	-6,491**	2,253**	0,704**
Arbeiter	-7,405**	2,027**	0,605**
Beschäftigte	-7,555**	2,136**	0,684**
Auszubildende	-3,945**	2,172**	0,672**

Tabelle 2
Schätzung der Power-Spezifikation (12)

Anmerkungen:
R² Determinationskoeffizient
** signifikant auf einem Niveau von 0,01

Testgruppen	Absolute Differenz der Steigungsmaße	Standardfehler des Wald-Tests	Empirischer F-Wert
Männliche-Weibliche	0,064	0,014	21,137**
Deutsche-Ausländische	0,052	0,018	8,346**
Angestellte-Arbeiter	0,227	0,013	293,690**
Beschäftigte-Auszubildende	0,036	0,018	4,086*

Tabelle 3
Wald-Test auf Unterschiede beim Steigungsmaß der Power-Spezifikation (12)

Anmerkungen:
* signifikant auf einem Niveau von 0,05
** signifikant auf einem Niveau von 0,01

Pendlergruppe	β_0	β_0	HD	R ²
Insgesamt	-16,798**	0,0082**	84,635	0,424**
Männlich	-15,825**	0,0088**	79,128	0,437**
Weiblich	-16,120**	0,0089**	77,826	0,423**
Deutsch	-16,760**	0,0081**	85,227	0,420**
Ausländer	-13,182**	0,0088**	78,620	0,277**
Angestellte	-16,161**	0,0088**	79,172	0,440**
Arbeiter	-16,149**	0,0077**	90,310	0,364**
Beschäftigte	-16,739**	0,0082**	84,530	0,425**
Auszubildende	-13,182**	0,0088**	76,767	0,381**

Tabelle 4
Schätzung der Exponential-Spezifikation (13)

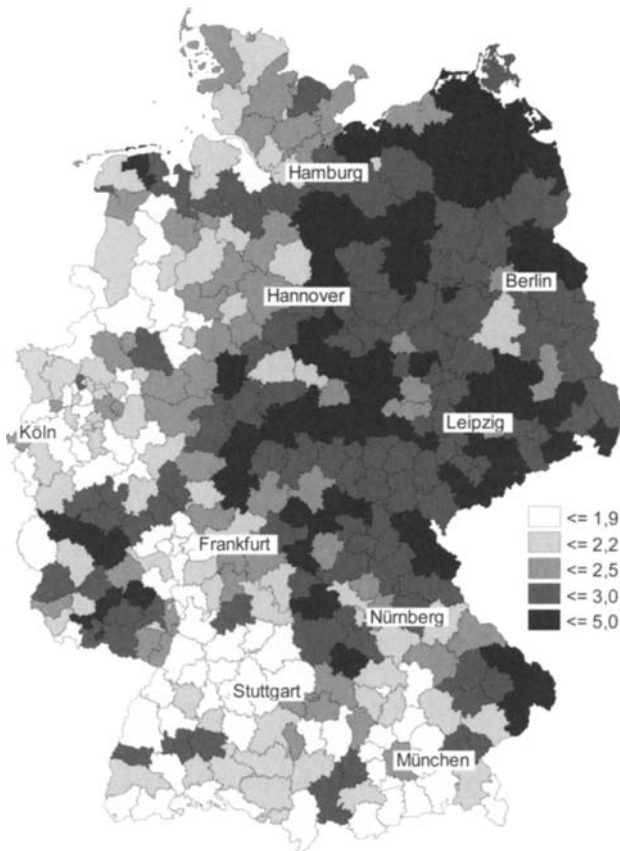
Anmerkungen:
HD Halbwertsdistanz
R² Determinationskoeffizient
** signifikant auf einem Niveau von 0,01

Testgruppen	Absolute Differenz der Steigungsmaße	Standardfehler des Wald-Tests	Empirischer F-Wert
Männliche-Weibliche	0,000146	9,44 Exp(-05)	2,405
Deutsche-Ausländische	0,000683	0,000102	44,784**
Angestellte-Arbeiter	0,001080	8,44 Exp(-05)	163,814**
Beschäftigte-Auszubildende	0,000596	0,000102	33,999**

Tabelle 5
Wald-Test auf Unterschiede beim Steigungsmaß der Exponential-Spezifikation (13)

Anmerkungen:
Exp Eulersche Zahl
** signifikant auf einem Niveau von 0,01
* signifikant auf einem Niveau von 0,05
(*) signifikant auf einem Niveau von 0,10

Abbildung 3
Lokale Widerstandskoeffizienten (Power-Spezifikation)



Bei Arbeitnehmern in ostdeutschen Regionen sinkt die Bereitschaft zum Pendeln mit zunehmender Distanz also wesentlich schneller als in Westdeutschland. Dabei sollte man aufgrund der immer noch schlechteren Arbeitsmarkt- und Wirtschaftslage in Ostdeutschland (s. Smolny 2003a, b) genau das Gegenteil erwarten. Vielleicht hängt dies mit tendenziell schlechter bezahlten Arbeitsplätzen oder der Abwanderung von hoch qualifizierten Beschäftigten in den Westen zusammen. Eine Untersuchung von Rouwendal und Nijkamp (2004) zeigt aber auch, dass lokale Charakteristiken einen größeren Einfluss auf das Pendeln besitzen als die damit verbundenen Kosten. Hier ist zum Beispiel der lokale Wohnungsmarkt zu nennen. Durch die Abwanderung vieler Ostdeutscher in die alten Länder, insbesondere auch aus den Städten (vgl. Franz 2003 und Schlömer 2004), stehen viele Wohnungen in Ostdeutschland leer, so dass ein Umzug leichter möglich ist. Daneben weist Zenou (2002) nach, dass Personen, die weit pendeln, nicht so produktiv sind. Möglicherweise sorgt das größere Angebot an Arbeitskräften in Ostdeutschland dafür, dass Arbeitgeber bei entsprechender Auswahl von Arbeitskräften Personen bevorzugen, die nicht so weit pendeln müssen (vgl. hierzu auch Rouwendal/Nijkamp 2004, S. 298).

Ein weiteres Ergebnis der lokalen Analyse ist, dass die Pendelbereitschaft in prosperierende Regionen und deren Umland wie Hamburg, Rhein-Main-Gebiet, Stuttgart und München relativ hoch ist. In diesen Metropolen und deren Umland, wo sich auch viele Unternehmen ansiedeln, gibt es nämlich attraktive Arbeitsplätze.

4 Resümee

Mit Hilfe von Daten der Bundesagentur für Arbeit, die Informationen über das Pendlerverhalten aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten beinhalten, wurde eine umfassende Untersuchung der Pendelbereitschaft durchgeführt. Bei der breiten Datenbasis können Methodenartefakte in Form von Erhebungs- oder Stichprobenfehlern nahezu ausgeschlossen werden.

Speziell wurden zwei grundlegende Gravitationsmodelle für alle Pendler sowie einige soziodemographische Untergruppen geschätzt. Die stark an das Newton'sche Gravitationsgesetz angepasste Power-Spezifikation ermöglicht die beste Anpassung.

Festgehalten werden kann, dass Männer einen geringeren Pendelwiderstand besitzen als Frauen. Ebenfalls sind Deutsche eher bereit zu pendeln als Ausländer sowie Arbeiter als Angestellte. Diese Unterschiede lassen sich mit Ausnahme der Abweichungen zwischen Arbeitern und Angestellten mit Einkommensdifferenzen erklären. Bei den geschlechtsspezifischen Unterschieden mögen zusätzlich die sozialen Rollen in Familien von Bedeutung sein. Die höhere Pendelbereitschaft von Arbeitern gegenüber Angestellten kann auf strukturelle Veränderungen auf dem Arbeitsmarkt zurückgeführt werden.

Die lokale Analyse der Pendlerbereitschaft zeigt, dass in ostdeutschen Regionen ein deutlich höherer Pendelwiderstand festzustellen ist. Dieser lässt sich möglicherweise mit tendenziell schlechter bezahlten Arbeitsplätzen dort erklären. Weitere Gründe mögen in lokalen Spezifika wie z. B. einem großen Wohnungsangebot liegen.

Die Autoren danken den anonymen Gutachtern für wertvolle Hinweise für die Überarbeitung.

Anmerkungen

(1)

Hierbei handelt es sich aber nur um die sozialversicherungs-pflichtig Beschäftigten. Diese umfassen nach Angaben des Statistischen Jahrbuchs 2005 (Statistisches Bundesamt 2005, S. 68) 26 524 von insgesamt 42 707 Tausend Erwerbstätigen. Genauere Pendlerzahlen liegen allerdings für Deutschland nicht vor. Hier könnte nur die nächste Volkszählung Abhilfe schaffen, die für 2010/11 geplant ist (s. Szenzenstein 2005 und Eppmann/Schäfer 2006).

(2)

Wir danken an dieser Stelle Frau Dr. Katja Wolf vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung für die gute Zusammenarbeit.

(3)

Für die Gravitationsmodelle wird die Zeitdistanz zwischen den geographischen Zentren von Regionen benötigt. Kreisfreie Städte besitzen aber das gleiche geographische Zentrum wie die sie umschließenden Landkreise. Die Berücksichtigung dieser redundanten Informationen im Variablenvektor X könnte zu Schätzproblemen führen.

(4)

In der Regel werden bei Verkehrsanalysen zu den Ein- und Auspendlern auch die Pendler innerhalb einer Region gezählt. Ebenso verfahren wir im Folgenden.

(5)

Daneben gibt es noch andere Gravitationsmodelle, die hier aufgrund der größeren mathematischen Komplexität nicht erläutert werden sollen. Der interessierte Leser findet hierzu umfassende Informationen in Sen und Smith (1995).

(6)

Die Pendelkosten setzen sich dabei aus Kosten für die entgangene Zeit sowie fixe und variable Kosten für die Autofahrt zusammen (s. Rouwendal 2004, S. 404 ff.).

(7)

Ein wesentlicher Grund für das unterschiedliche Einkommen sind Erwerbsunterbrechungen wie Elternzeit, die Frauen häufiger in Anspruch nehmen (vgl. Beblo/Wolf 2003). Weitere Gründe sind bei Hübler (2003) zu finden.

(8)

Die Abhängigkeit des Pendelverhaltens von der Lohnhöhe wird in zahlreichen makroökonomischen Modellen unterstellt (vgl. beispielsweise Rouwendal 1998 und Van Ommeren/Rietveld 2005).

Literatur

- Anselin, L.: *Spatial Econometrics. Methods and Models*. – Dordrecht, Boston, London 1988
- Beblo, M.; Wolf, E.: Sind es die Erwerbsunterbrechungen? Ein Erklärungsbeitrag zum Lohnunterschied zwischen Frauen und Männern in Deutschland. *Mitt. aus der Arbeitsmarkt- u. Berufsforschung* 36 (2003), S. 560–572
- Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend – FSFJ (Hrsg.): *Gender-Datenreport. 1. Datenreport zur Gleichstellung von Frauen und Männern in der Bundesrepublik Deutschland*. – München 2005
- BVU, ifo, ITP, PLANCO (Hrsg.): *Verkehrsprognose 2015 für die Bundesverkehrswegeplanung im Auftrag des Bundesministeriums für Verkehr, Bau und Wohnungswesen*. – München, Freiburg, Essen 2001
- Carey, H. C.: *Principles of Social Science*, Vol. 1. – Philadelphia 1858
- Cliff, A.D.; Martin, R.L.; Ord, J.K.: Evaluating the Friction of Distance Parameter in Gravity Models. *Regional Studies* 8 (1974), S. 281–286
- Cliff, A.D.; Martin, R.L.; Ord, J.K.: A Reply to the Final Comment. *Regional Studies* 10 (1976), S. 341–342
- Curry, L.; Griffith, D.A.; Sheppard, E.S.: Those Gravity Parameters again. *Regional Studies* 9 (1975), S. 289–296
- Cörvers, F.; Hensen, M.: *The Regionalization of Labour Markets by Modelling Commuting Behaviour*. – Maastricht 2003 (www.roa.unimaas.nl/seminars/M.Hensen.pdf; 23.02.06)
- Dargay, J.M.; Ommeren, J.: The Effect of Income on Commuting Time Using Panel Data. Paper Presented at 45th Conference of the European Regional Science Association at the Vrije Universiteit Amsterdam. – Amsterdam 2005
- De Vries, J.J.; Nijkamp, P.; Rietveld, P.: Exponential or Power Distancedecay for Commuting? An Alternative Specification. – Amsterdam, Rotterdam 2004. = Tinbergen Institute Discussion Paper, Nr. 2004-097/3
- Eckey, H.-F.; Stock, W.: *Verkehrsökonomie. Eine empirisch orientierte Einführung in die Verkehrswissenschaften*. – Wiesbaden 2000
- Eppmann, H.; Schäfer, J.: Der Weg zu einem ersten registergestützten Zensus in Deutschland im Jahre 2011. *Statist. Analysen u. Studien NRW* 27 (2006), S. 3–15
- Fotheringham, A.S.: Distance-Decay Parameters. A Reply. *Annals of the Association of American Geographers* 72 (1982), S. 551–553
- Fotheringham, A.S.; Brunsdon, C.; Charlton, M.E.: *Quantitative Geography. Perspectives on Spatial Data Analysis*. – London, New Delhi 2000
- Fotheringham, A.S.; Pitts, T.C.: Directional Variation in Distance Decay. *Environment and Planning A* 27 (1995), S. 715–729
- Franz, P.: Wie schneiden die großen ostdeutschen Städte im gesamtdeutschen Vergleich ab? *Raumforsch. u. Raumordnung* 61 (2003), S. 160–169
- Greene, W.H.: *Econometric Analysis*. – 5. Aufl., New Jersey 2003
- Haggett, P.; Cliff, A.D.; Frey, A.: *Locational Analysis in Human Geography*, Bd. 1. – 2. Aufl., London 1977
- Hanson, S.; Pratt, G.: *Gender, Space and Work*. – New York 1995
- Hazans, M.: Does Commuting Reduce Wage Disparities. *Growth and Change* 35 (2004), S. 360–390
- Herrmann, H.; Schulz, A.-C.: *Räumliches Muster der Berufspendlerverflechtung im Raum Schleswig-Holstein/Hamburg*. – Kiel 2005. = Beitr. aus dem Institut für Regionalforschung der Universität Kiel, Nr. 40

- Hinz, T.; Gartner, J.: Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern in Branchen, Berufen und Betrieben. – Nürnberg 2005. = IAB Discussion Paper, Nr. 04/2005
- Hübler, O.: Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede. Mitt. a. d. Arbeitsmarkt- u. Berufsforschung 36 (2003), S. 539–559
- Isard, W.: Methods of Interregional and Regional Analysis. – Aldershot 1998
- Kemming, H.: Raumwirtschaftstheoretische Gravitationsmodelle. Eine Untersuchung ihrer analytischen Grundlagen. – Darmstadt 1980
- Lipps, O.; Kunert, U.: Measuring and Explaining the Increase of Travel Distance. A Multilevel Analysis Using Repeated Cross Sectional Travel Surveys. – Berlin 2005. = DIW Workingpaper, Nr. 492/2005
- Maier, G.: Regionalwissenschaft. In: Handwörterbuch der Raumordnung. Hrsg.: Akademie für Raumforschung und Landesplanung. – 4., neu bearb. Aufl., Hannover 2005, S. 973–980
- Manning, A.: The Real Thin Theory. Monopsony in Modern Labour Markets. Labour Economics 10 (2003), S. 105–131
- Ravenstein, E.G.: The Laws of Migration. Journ. of the Royal Statistical Society 48 (1885), S. 167–235
- Richter, K.-J.: Verkehrsökonomie. Elemente quantitativer Verkehrswissenschaft. – 5., überarb. Aufl., München, Wien 1995
- Rouwendal, J.: Search Theory, Spatial Labor Markets and Commuting. Journ. of Urban Economics 43 (1998), S. 1–22
- Rouwendal, J.: Search Theory and Commuting Behaviour. Growth and Change 35 (2004), S. 391–417
- Rouwendal, J.; Nijkamp, P.: Living in Two Worlds. A Review of Home-to-Work Decisions. Growth and Change 35 (2004), S. 287–303
- Schlömer, C.: Binnenwanderung seit der deutschen Einigung. Raumforsch. u. Raumordnung 62 (2004), S. 96–108
- Sen, A.K.; Smith, T.E.: Gravity Models of Spatial Interaction Behavior. – Berlin u. a. 1995
- Sermans, M.; Koppelman, F.S.: Representing the Differences between Female and Male Commute Behavior in Residential Location Choice Models. Journ. of Transport Economics 9 (2001), S. 101–110
- Smolny, W.: Produktivitätsanpassung in Ostdeutschland. Bestandsaufnahme und Ansatzpunkte einer Erklärung. Jb. für Nationalökonomie u. Statistik 223 (2003), S. 239–254 (a)
- Smolny, W.: Beschäftigungsanpassung in Ost- und Westdeutschland. Eine makroökonomische Analyse für die deutschen Bundesländer. Mitt. a. d. Arbeitsmarkt- u. Berufsforschung 36 (2003), S. 428–438 (b)
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Statistisches Jahrbuch 2005 für die Bundesrepublik Deutschland. – Wiesbaden 2005
- Stetzer, F.: Specifying Weights in Spatial Forecasting Models: The Results of some Experiments. Environment and Planning A 14 (1982), S. 571–584
- Szenzenstein, J.: The New Method of the Next German Population Census. Statistical Journ. of the UN Economic Commission for Europe 22 (2005), S. 59–71
- Van Ommeren, J.; Rietveld, P.: The Commuting Time Paradox. Journ. of Urban Economics 58 (2005), S. 437–454
- Vogelvang, B.: Econometrics. Theory and Applications with E-Views. – Essex 2005
- Zenou, Y.: How Do Firms Redline Workers? Journ. of Urban Economics 52 (2002), S. 391–408

Prof. Dr. Hans-Friedrich Eckey
Universität Kassel
Nora-Platiel-Straße 4
34109 Kassel
E-Mail: eckey@wirtschaft.uni-kassel.de

Prof. Dr. Reinhold Kosfeld
Universität Kassel
Nora-Platiel-Straße 5
34109 Kassel
E-Mail: rkosfeld@wirtschaft.uni-kassel.de

M.A. Matthias Türck
Universität Kassel
Nora-Platiel-Straße 4
34109 Kassel
E-Mail: tuerck@wirtschaft.uni-kassel.de