

2.2 GRENZÜBERGREIFENDE PENDLERSTRÖME IN DER GROSSREGION: EIN ERKLÄRUNGSVERSUCH*

2.2.1 Einführung

Dieser kurze Artikel hat zum Ziel, die aggregierten Grenzpendlerströme in den Grenzgebieten von 4 EU-Ländern – Belgien, Deutschland, Frankreich, und Luxemburg – zu analysieren. Dieses Thema ist bisher generell nur auf sehr wenig internationales Forschungsinteresse gestoßen, auch weil die Grenzpendlerströme innerhalb der Europäischen Union immer noch ein vernachlässigbar kleines Phänomen darstellen, obwohl der freie Verkehr von Arbeit, wie auch von Waren, Dienstleistungen, Kapital, zu den fundamentalen Zielen des Einheitlichen Europäischen Binnenmarktes gehört. Dabei wurden grenzüberschreitende Arbeitsmobilität betreffende Restriktionen schon 1968 mit der Entstehung des Binnenmarktes weitgehend abgeschafft. Die regionale Arbeitsmobilität in

Europa ist nicht nur geringer als in den USA, sondern auch geringer als in Japan, Großbritannien, Kanada oder Australien. In einer Studie, die für die Europäische Kommission erstellt wurde, pendeln nur in etwa 1,4% (500 000 von 34 Mio.) der in Grenzgebieten ansässigen aktiven Bevölkerung zu ihrer Arbeitsstätte in einen anderen Mitgliedstaat (MKW, 2001).

Dennoch gibt es gravierende Unterschiede zwischen verschiedenen Grenzregionen. Trotz seiner geringen Größe ist das Großherzogtum Luxemburg eines der wichtigsten Ziele für Grenzpendler im Europäischen Ökonomischen Gebiet. Die Grenzpendler stellen einen gehörigen Anteil der Beschäftigten in Luxemburg; im Jahr 2001 erreichte deren Anzahl zum ersten Mal die 100 000 Marke (STATEC, 2003). Momentan stellen die Grenzpendler 41 Prozent der in Luxemburg insgesamt Beschäftigten.

Tableau 1 *Grenzpendler und ihr Anteil an der regionalen Beschäftigung in %, 1999*

| <i>Grenzregion</i> | <i>Anzahl der Pendler</i> | <i>Anteil an der regionalen Gesamtbeschäftigung</i> |
|--------------------------------------|---------------------------|---|
| Belgien — Deutschland | 6 300 | 0,67 |
| Belgien — Die Niederlande | 22 900 | 0,67 |
| Belgien — Frankreich | 24 400 | 0,88 |
| Dänemark — Deutschland | 2 500 | 0,76 |
| Dänemark — Schweden | 3 000 | 0,13 |
| Deutschland — Frankreich | 61 700 | 2,5 |
| Deutschland — Die Niederlande | 33 100 | 0,76 |
| Deutschland — Österreich | 21 000 | 0,96 |
| Spanien — Frankreich (inkl. Andorra) | 4 100 | 0,17 |
| Spanien — Portugal | 4 000 | 0,15 |
| Frankreich — Italien (inkl. Monaco) | 27 900 | 1,1 |
| Frankreich — Großbritannien | 2 700 | 0,28 |
| Irland — Großbritannien | 11 500 | 1,42 |
| Italien — Österreich | 1 900 | 0,22 |
| Finnland — Schweden | 900 | 0,41 |
| Luxemburg (mit BEL, GER and FRA) | 79 200 | 4,73 |

Quelle: MKW (2001)

* von Thomas Mathä and Ladislav Wintr: Wir danken Guy Zacharias von Statec für die Grenzpendlerdaten sowie Michal Mlady von Eurostat für die Kompilation von konsistenten Arbeitsmarktindikatoren für unsere Datenperiode. Ladislav Wintr bedankt sich für die erhaltene Unterstützung der Ridgefield Stiftung, welche er durch das Henry J. Leir Programm an der Clark University erhielt.

Tableau 2 Grenzpendler in der Groß-Region, 2003

| Herkunft / Ziel | Luxemburg | Wallonien | Saarland | Rheinland-Pfalz | Lothringen |
|-----------------|-----------|--------------------|---------------------|-----------------|--------------------|
| Luxemburg | | 315 ^b | 42 | 126 | 200 ^b |
| Wallonien | 29 007 | | 72 ^b | 161 | 130 ^b |
| Saarland | 3 378 | 0 ^a | | 11 958 | 1 000 ^b |
| Rheinland-Pfalz | 14 996 | 100 ^a | 21 211 ^b | | 120 ^b |
| Lothringen | 52 503 | 3 196 ^b | 21 652 ^b | 1 800 | |

Notiz: ^a und ^b beziehen sich auf jeweils 2001 und 2002.

Quelle: Statec and Berger (2005).

Tableau 3 Regionalökonomische Indikatoren

| | Saarland | Lothringen | Luxemburg | Rheinland-Pfalz | Wallonien |
|--|----------|------------|-----------|-----------------|-----------|
| Pro Kopf Bruttoinlandsprodukt, in Kaufkraftparitäten ^b | 21 874 | 19 542 | 45 026 | 20 368 | 17 842 |
| Bruttoinlandsprodukt pro Beschäftigten, in Kaufkraftparitäten ^b | 53 273 | 43 961 | 106 736 | 46, 91 | 49 963 |
| Monatlicher Bruttolohn / Beschäftigten ^a | 2 796 | n.a. | 3 727 | 2 918 | 2 834 |
| Netto Migration als % der Bevölkerung ^a | 0,104 | -2,802 | 0,836 | 0,252 | 0,231 |
| Harmonisierte Arbeitslosenrate in % ^c | 8,4 | 9,7 | 3,7 | 6,5 | 10,8 |

Notiz: ^a, ^b und ^c beziehen sich jeweils auf die Jahre 2000, 2002 und 2003

Quelle: www.grande-region.lu, New Cronos.

2.2.2 Ein Schwerkraftmodell über den Grenzpendlerstrom

Das einfachste Schwerkraftmodell (gravity model) nimmt an, daß die Anzahl der Menschen, die in Region *i* leben und Region *j* arbeiten (i.e., der Grenzpendlerstrom T_{ij}) sich mit der Größe der aktiven Bevölkerung in der Herkunftsregion L_i und der Gesamtbeschäftigung in der Zielregion der Arbeit E_j erhöht, sowie mit zunehmender Entfernung d_{ij} zwischen beiden Regionen abnimmt (Vermeulen, 2003). Formal kann die beschriebene Beziehung wie folgt dargestellt werden:

$$T_{ijt} = c L_{it}^{\alpha} E_{jt}^{\beta} f(d_{ij}, \gamma), \quad (1)$$

wobei *c* eine Konstante, α , β und γ zu schätzende Parameter darstellen und $f(d_{ij}, \gamma)$ eine Funktion der Entfernung ist.

Lohnunterschiede werden häufig als ein Hauptgrund für das Pendeln angeführt. Dieses wird empirisch sowohl durch die hohe Korrelation zwischen Pendlerströmen und

durchschnittlichen Lohnniveaus (MKW, 2001), als auch durch Studien bestätigt, welche die durch das Pendeln zu kompensierenden Lohnunterschiede eingehender erörtern (Vgl. van Ommeren et al., 2000). Auch die uns hier zur Verfügung stehenden Daten weisen eine hohe Korrelation zwischen grenzüberschreitenden Pendlerströmen (Tabelle 2) und Unterschieden in Einkommen, Lohn und Arbeitslosenraten auf (Tabelle 3). Deshalb erweitern wir das zuvor beschriebene Modell in folgender Weise

$$T_{ijt} = c \left(\frac{u_{it}}{u_{jt}} \right)^{\theta} \left(\frac{w_{jt}}{w_{it}} \right)^{\eta} L_{it}^{\alpha} E_{jt}^{\beta} f(d_{ij}, \gamma), \quad (2)$$

wobei *u* für die Arbeitslosenrate und *w* für den durchschnittlichen Lohn stehen.

Zusätzlich erlauben wir die Wirkung der Entfernung nichtlinearer Natur zu sein, indem wir einen quadratischen Term in der exponentiellen Form der Entfernungsfunktion $f(d_{ij}, \gamma) = \exp\{\gamma_1 d_{ij} + \gamma_2 d_{ij}^2\}$ hinzufügen. Wir fügen zudem eine Statthaltervariable

für jede einzelne Region (dreg) und für eine gemeinsame Sprache (dlang) ein. Dadurch wird die Konstante c durch $\exp\left\{\delta dlang_{ij} + \sum_{r=1}^5 v_r dreg_{ijr}\right\}$ ersetzt, wobei δ und v_r Parameter sind und r ein Index der Regionen darstellt.

2.2.3 Variablen und Daten

Die Daten für der Anzahl der Grenzpendler kommen von Stateg, Luxemburgs nationalen statistischen Amt. Die Entfernung wurde als die kürzeste Fahrzeit mit dem PKW (in Minuten) zwischen Luxemburg-Stadt (Luxemburg), Arlon (Belgien), Thionville (Frankreich), Saarlouis (Saarland, Deutschland), Trier (Rheinland-Pfalz, Deutschland) ermittelt. Die zugrunde gelegte Fahrzeit für Pendler nach Luxemburg beträgt zwischen 23 to 48 Minuten²⁶. Die ausstehenden Variablen wurden der New Cronos Regionaldatenbank von Eurostat entnommen²⁷. Die aktive Bevölkerung (ausschließlich der Grenzpendler) und die Gesamtbeschäftigung dienen als Approximationen für die Größe der Herkunfts- und Zielregion. Die Daten für das verfügbare Einkommen oder Bruttolöhne waren nicht vorhanden, so daß wir mit der Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten gemäß der regionalen Kontenrechnung vorlieb nehmen mußten. Hier ist zu bedenken, daß der Anzahl der Grenzpendler in der Kalkulation der Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten nicht explizit Rechnung getragen werden konnte. Dieses hätte zur Folge gehabt, daß die Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten in allen Regionen hätte angepaßt werden müssen. Dieses ist jedoch nicht möglich, weil Daten über die Anzahl der Ein(Aus)-Pendler für andere angren-

zende Regionen nicht verfügbar sind. Wir entschieden uns deshalb, für jede Region eine Statthaltervariable in die Schätzung einzufügen, welches dieser Thematik (zum Teil) Rechnung trägt, sowie dazu dient Unterschiede in Abgaben für die Krankenkasse, Rentenversicherung und andere soziale Sicherungsdienste, sowie Steuern und Steuerfreibeträge usw. aufzufangen, die auf regionaler Ebene auch nicht vorhanden sind. Ferner bezieht sich die Schätzung nur auf die Jahre 1996-2003. Dieses ist dadurch bedingt, daß mit Ausnahme der Anzahl der Grenzpendler nach Luxemburg weder für die Grenzpendler zwischen anderen Regionen noch für die aus der Regionaldatenbank New Cronos stammenden Variablen, neuerer Datenpunkte vorhanden sind.

2.2.4 Resultate

Um das Model (1) zu schätzen, addieren wir einen multiplikativen Fehlerterm in Gleichung (1) und logarithmieren auf beiden Seiten, um die folgende Schätzungsgleichung zu erhalten

$$\ln(T_{ijt}) = \alpha \ln(L_{it}) + \beta \ln(E_{jt}) + \gamma_1 d_{ij} + \gamma_2 d_{ij}^2 + \delta dlang_{ij} + \sum_{r=1}^5 v_r dreg_{ijr} + \varepsilon_{ijt} \quad (1')$$

Unter Annahme einer kontinuierlichen Verteilung $\ln(T_{ijt})$ sowie einer log-normalen Verteilung des Fehlerterms, kann das Model mit der KQ-Methode geschätzt werden. In Model (1') sind alle Koeffizienten hochgradig signifikant und erklären 97 Prozent der Variabilität der zu erklärenden Variable (Tabelle 4).

26 Die mediane Grenzpendler Fahrzeit zu Luxemburg beträgt laut Berger (2005) 42 Minuten, was die Auswahl unserer regionalen Zentren bestätigt.

27 Die Arbeitsmarktvariablen von Interesse, welche in New Cronos veröffentlicht werden, sind aufgrund von methodologischen Änderungen über die gesamte Zeitspanne gesehen nicht konsistent. Konsistente Daten wurde direkt von Eurostat bezogen.

Tableau 4 Schätzergebnisse

| | | (1) | (2) | (3) | | (4) | |
|----------------|--------------------------|-------------------|-------------------|-----------------------------|--------------------|---|--------------------|
| | | KQ | KQ | Negatives binominales Model | | Generalisiertes negatives binominales Model | |
| Koeff. | Variable | Koeff. | Koeff. | Koeff. | Mfx | Koeff. | Mfx |
| α | $\ln(L_{it})$ | 6.997‡ (1.57) | 1.835 (1.35) | 1.755 (1.16) | 2065.4 [2.1] | 0.399 (0.56) | 457.34 [0.5] |
| β | $\ln(E_{it})$ | 5.325‡ (1.66) | 2.630 (1.34) | 1.806 (1.16) | 2125.4 [2.4] | 0.858 (0.52) | 984.28 [1.1] |
| θ | $\ln(u_{it}/u_{jt})$ | | 0.121 (0.25) | 0.586† (0.27) | 689.96 [491.8] | 0.605‡ (0.12) | 694.02 [494.7] |
| η | $\ln(gva_{it}/gva_{jt})$ | | 3.174‡ (0.537) | 1.785† (0.59) | 2100.5 [1815.3] | 2.170‡ (0.22) | 2488.9 [2151.0] |
| γ_1 | d_{ij} | -0.566‡ (0.07) | -0.569‡ (0.05) | -0.393‡ (0.03) | -462.18 | -0.392‡ (0.02) | -449.41 |
| γ_2 | d_{ij}^2 | 0.003‡ (0.00) | 0.003‡ (0.00) | | | | |
| δ | $dlang$ | 1.423‡ (0.41) | 1.333‡ (0.34) | 1.875‡ (0.24) | 2067.9 | 2.855‡ (0.23) | 3284.2 |
| ψ | | | | 0.820 (0.10) | | | |
| R ² | | 0.970 | 0.985 | | | | |
| LogL | | | | | -1056 | | -1021 |
| N | | 127 | 125 | | 131 | | 131 |

Notizen: Alle Modelle beinhalten eine Gruppe von 5 regionalen Statthaltervariablen (nicht gezeigt). Standardfehler mit der White Methode sind in Klammern aufgeführt. Koeffizienten mit einem † und ‡ sind signifikant am 5% und 1% Niveau des Konfidenzintervalls. ψ bezeichnet den Überdispersionsparameter. 'Mfx' steht für Marginaleffekte. Werte in [] korrespondieren zu den Marginaleffekten vor der logarithmischen Transformation.

Den Schätzungen des Model (1') zufolge vergrößert eine 1-prozentige Erhöhung der aktiven Bevölkerung in der Herkunftsregion und der Beschäftigung in der Zielregion die Anzahl der Aus-(Ein)pendler um jeweils 7 und 5,3 Prozent. Zudem, je länger die Fahrzeit ist, desto kleiner ist die Anzahl der Pendler. Jede zusätzliche Minute Fahrzeit führt jedoch zu einer geringeren Reduktion der Anzahl der Pendler je mehr Zeit schon mit Pendeln verbracht wurde. Schlußendlich führen unterschiedliche Sprachen zwischen Regionen zu signifikant geringeren Pendlerströmen. In Model (2) sind die Arbeitsmarktvariablen auf Grund des Zufügens des relativen Bruttoeinkommens pro Beschäftigten insignifikant. Dieses ist höchstwahrscheinlich auf die hohe Kollinearität der relativen Arbeitslosenrate und der relativen Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten zurückzuführen²⁸.

Da die zu erklärende Variable in Model (1) und (2) keine negativen Werte annehmen kann und diskret in ihrer Natur ist, benutzen wir alternativ ein Poissonmodell, bei welchem die Wahrscheinlichkeit der Anzahl der Pendler T_{ijt} von i nach j aus einer Poissonverteilung mit dem Parameter λ_{ijt} (dem Durchschnitt) gezogen wird. In der Poissonverteilung gleicht die Varianz von T_{ijt} seinem Durchschnitt λ_{ijt} . In unserem Fall ist es jedoch die Anzahl der durchschnittlichen Grenzpendler deutlich geringer als deren Varianz. Die durchschnittliche Anzahl der Grenzpendler beträgt 7,474 während deren Varianz 11,746² erreicht. Das negative binomiale Model kann dieser „Überdispersion“ Rechnung tragen, indem eine Extra-Variation in den Fehlerterm u_{ijt} des Poissonmodell eingeführt wird. Formell gesehen nehmen wir an, daß die Anzahl der Pendler von einem Poissonprozeß mit Parameter λ_{ijt} , d.h. $T_{ijt} \sim \text{Poisson}(\lambda_{ijt})$, generiert wird,

28 Der Korrelationskoeffizient zwischen den beiden Variablen beträgt mehr als 90 Prozent. Wenn wir dieselbe Spezifikation entweder mit der relativen Arbeitslosenrate oder der relativen Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten schätzen, dann wird der jeweilige Koeffizient positiv signifikant.

wobei $\lambda_{ijt} = \exp(x'_{ijt} b + u_{ijt})$ und u_{ijt} einer Gammaverteilung folgendem Fehlerterm $\exp(u_{ijt}) \sim \text{Gamma}(1/\psi, \psi)$ darstellt. Je größer ψ ist, desto größer ist auch die Überdispersion; wenn ψ gleich Null ist, dann reduziert sich das negative binominale Modell wieder zum Poissonmodell.

Die Ergebnisse der negativen binominalen Modell deuten auf eine geringere Elastizität der Pendler in Bezug auf die relative Bruttowertschöpfung und die Beschäftigung in der Zielregion hin. Zu guter Letzt generalisieren wir das Modell weiter und erlauben dem Logarithmus des Überdispersionsparameters ψ , sich von Observation zu Observation als Linearkombination einer Gruppe von Kovariaten z_{ijt} zu unterscheiden. In unserem Fall sind das die Entfernung, die aktive Bevölkerung und die Beschäftigung. Die Modellschätzung ist jetzt etwas besser, und alle Koeffizienten haben wiederum das erwartete Vorzeichen. Demnach reduziert eine zusätzliche Fahrminute die Anzahl der Grenzpendler um 450, während eine gemeinsame Sprache deren Anzahl um ungefähr 3 300 erhöht. Die aktive Bevölkerung und die Beschäftigung sind in Tausenden gemessen, so daß eine Erhöhung der Beschäftigung in der Zielregion um 1 000 ungefähr mit einer Erhöhung um einen Ein-Pendler einhergeht.

2.2.5 Zusammenfassung

Dieser Artikel analysiert die aggregierten Pendlerströme in Grenzregionen von vier aneinandergrenzenden

EU Staaten von 1996-2003. Die Entfernung zweier Regionen hat eine signifikant negative Wirkung auf die Anzahl der Pendler. Höhere relative Löhne vergrößern den Ein-Pendlerstrom, während eine höhere relative Arbeitslosenrate zu einem erhöhten Aus-Pendlerstrom führt. Eine gemeinsame Sprache zweier Regionen erhöht die Anzahl der Pendler.

2.2.6 Bibliographie

Berger, Frédéric, 2005, Développement de l'emploi transfrontalier au Luxembourg et portrait sociodémographique des frontaliers, Population & Emploi, No. 8, (CEPS/INSTEAD, Luxembourg).

MKW, 2001, Scientific Report on the Mobility of Cross-border Workers within the EEA, Report for the European Commission, DG Employment and Social Affairs, (MKW: München).

Statec, 2003, Economic and Social Portrait of Luxembourg, (Statec: Luxembourg).

van Ommeren, Jos, van den Berg, Gerhard J. and Gorter, Cees (2000): "Estimating the marginal willingness to pay for commuting", Journal of Regional Science, Vol. 40, Nr. 3, S. 541-563.

Vermeulen, Wouter, 2003, A model for Dutch commuting, CDB Report.