

Levoshko, Tamila

Working Paper

Interregionale Effekte des Wirtschaftswachstums in der Ukraine und Polen

Discussion Paper Series, No. 616

Provided in Cooperation with:

Alfred Weber Institute, Department of Economics, University of Heidelberg

Suggested Citation: Levoshko, Tamila (2016) : Interregionale Effekte des Wirtschaftswachstums in der Ukraine und Polen, Discussion Paper Series, No. 616, University of Heidelberg, Department of Economics, Heidelberg,
<https://doi.org/10.11588/heidok.00021417>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/162959>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

University of Heidelberg

Department of Economics



Discussion Paper Series | No. 616

Interregionale Effekte des Wirtschaftswachstums
in der Ukraine und Polen

Tamila Levoshko

June 2016

INTERREGIONALE EFFEKTE DES WIRTSCHAFTSWACHSTUMS IN DER UKRAINE UND POLEN

Tamila Levoshko^{*}

Juni 2016

ABSTRACT

Die vorliegende Studie untersucht erstmalig für die Ukraine und Polen, wie stark sich das Wirtschaftswachstum der räumlich benachbarten Regionen auf die Wachstumsrate einer Region auswirkt. Die empirische Analyse erfolgt für den Zeitraum 2004-2012 anhand des Instrumentalvariablenschätzers. Die Ergebnisse zeigen, dass es negative interregionale Wachstumseffekte in der Ukraine gibt, in Polen hingegen positive. Die Ergebnisse bleiben robust in Bezug auf die Spezifikation der räumlichen Gewichtungsmatrix. Zudem wird festgestellt, dass die räumlichen FDI-Spillover-Effekte einen Einfluss auf das regionale Wirtschaftswachstum in beiden untersuchten Ländern haben.

Schlagwörter: Economic Growth, Spatial Effects, FDI-Spillover-Effects, Spatial Weight Matrix, Ukraine, Poland, Transition

JEL classification: F21, F43, O47, O57, R12

^{*} Heidelberg University, Department of Economics, Email: tamila.levoshko@awi.uni-heidelberg.de

1. EINLEITUNG

Das Wirtschaftswachstum innerhalb eines Landes kann sich deutlich von Region zu Region unterscheiden. Der Grund hierfür ist den vorhandenen empirischen Studien zufolge eine räumliche Autokorrelation. Die wirtschaftliche Entwicklung innerhalb einer Region wird nicht nur durch die regionspezifische Charakteristik beeinflusst, sondern hängt auch von den Eigenschaften der räumlich benachbarten Regionen ab. Zudem können räumliche Wachstumseffekte einen stärkeren Einfluss auf den Wirtschaftswachstumsprozess einer Region haben als direkte Effekte der Wachstumsdeterminanten der jeweiligen Region (LeSage & Fischer 2008).

Die meisten empirischen Studien zum regionalen Wirtschaftswachstum fokussieren sich vor allem auf den Konvergenz- und Divergenzprozess. Wachstumsabhängigkeiten zwischen räumlich benachbarten Regionen werden in der empirischen Literatur meist ignoriert. Der Großteil der vorhandenen Arbeiten bezieht sich auf die EU-Regionen (Bosker 2007; Carrington 2003; Le Gallo & Ertur 2003; Mohl & Hagen 2010; Olejnik 2008; Ramajo et al. 2008). Zahlreiche Studien gibt es auch für die russischen Regionen (detaillierter Literaturüberblick vgl. Ivanova 2012, 2014; Kholodilin et al. 2012; Lugovoy et al. 2007). Nach bisheriger Erkenntnis handelt es sich bei der vorliegenden Studie um die erste Analyse der interregionalen Effekte des Wirtschaftswachstums für die Ukraine und Polen.

Die räumliche Analyse erfolgt auf regionaler Ebene (26 ukrainische und 16 polnische Regionen) für den Zeitraum 2004-2012, um die aufgestellte Hypothese zu überprüfen, ob es negative oder positive räumliche Wachstums-Spillover-Effekte in der Ukraine und Polen gibt. Das räumliche Modell wird anhand des Instrumentalvariablenschätzers (GS2SLS) geschätzt, wobei die Endogenität des räumlichen Lags der abhängigen Variable und die räumliche Korrelation des Fehlerterms berücksichtigt wird. Zudem wird in dieser Arbeit analysiert, welchen Einfluss die räumlichen FDI-Spillover-Effekte auf das regionale Wirtschaftswachstum in der Ukraine und Polen haben.

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut. Abschnitt 2 erläutert die aufgestellten Hypothesen und diskutiert die relevante Literatur. Abschnitt 3 beschreibt die in der räumlichen Analyse verwendeten Daten und Methodik und stellt die Ergebnisse dar. Die Ergebnisse dieser Studie zeigen, dass es negative interregionale Wachstumseffekte in der Ukraine gibt, in Polen hingegen positive. Die Ergebnisse bleiben robust in Bezug auf die Spezifikation der räumlichen Gewichtungsmatrix. Zudem wird festgestellt, dass das regionale Wirtschaftswachstum durch die räumlichen FDI-Spillover-Effekte in beiden untersuchten Ländern beeinflusst wird. Abschnitt 4 fasst die Ergebnisse der Arbeit zusammen.

2. LITERATURÜBERSICHT UND HYPOTHESEN

Nach der endogenen Wachstumstheorie kommt es zu technologischen Spillovers zwischen Unternehmen durch die Wissensdiffusion. Dadurch können positive externe (räumliche) Effekte auf das Wirtschaftswachstum entstehen (Barro & Sala-i-Martin 2004). In Anlehnung an

die Neue Ökonomische Geographie (Krugman 1991; Krugman & Venables 1995) werden räumliche Wachstumseffekte durch Marktpotenzial, Transportkosten und Agglomerationseffekte beeinflusst.

Den vorhandenen empirischen Studien zur räumlichen Analyse des Wirtschaftswachstums zufolge (vgl. Anhang 4) wird das Wirtschaftswachstum innerhalb einer Region nicht nur durch die regionspezifische Charakteristik bestimmt, sondern auch durch Eigenschaften der räumlich benachbarten Regionen. Das heißt, die Wachstumsrate des BIP pro Kopf einer Region kann durch das Niveau des BIP pro Kopf der räumlich benachbarten Regionen beeinflusst werden. Zudem ist die Stärke der interregionalen Wachstumseffekte von der geographischen Distanz abhängig. Je stärker das BIP pro Kopf einer Region von deren Nachbarn sich unterscheidet, desto schneller wird sie wachsen.

Die Bedeutung der interregionalen Wachstumseffekte wurde vielfach empirisch bestätigt. Positive räumliche Wachstumsabhängigkeiten zwischen den Regionen der EU wurden in den Studien von Carrington (2003); Le Gallo & Ertur (2003); Lolos (2009); Mohl & Hagen (2010); Olejnik (2008); Ramajo et al. (2008) nachgewiesen. Zum Beispiel zeigen Ramajo et al. (2008), dass der regionale Wachstumsprozess in der EU von räumlichen Wachstums-Spillover-Effekten abhängig ist. Zudem wird festgestellt, dass die räumlich benachbarten Regionen mit hohem BIP pro Kopf einen stärkeren positiven Einfluss auf den Konvergenzprozess einer Region haben als die Regionen mit einem kleineren BIP pro Kopf. Ivanova (2014) findet positive räumliche Wachstumszusammenhänge zwischen den russischen Regionen. Außerdem ist für das Wirtschaftswachstum einer Region die geographische Nähe zu den „reichen“ Regionen (z.B. zur Region Moskau) bedeutend. Dem bisherigen Kenntnisstand zufolge untersucht die vorliegende Arbeit die interregionalen Wachstumseffekte erstmalig für die Ukraine und Polen. Folgende Hypothesen werden abgeleitet:

H1a: Das Wirtschaftswachstum der räumlich benachbarten Regionen beeinflusst die Wachstumsrate einer Region positiv (positive räumliche Wachstums-Spillover-Effekte).

H1b: Das Wirtschaftswachstum der räumlich benachbarten Regionen beeinflusst die Wachstumsrate einer Region negativ (negative räumliche Wachstums-Spillover-Effekte).

3. EMPIRISCHE ANALYSE

(a) Daten

Die räumliche Analyse erfolgt auf regionaler Ebene für den Zeitraum 2004-2012: 26 ukrainische Regionen (einschließlich der Hauptstadt Kiew und der Stadt Sewastopol) und 16 polnische Regionen. Zum Testen der aufgestellten Hypothesen wird der Datensatz von Levoshko (2016) verwendet.² Der Datensatz wurde aus den Daten der jeweiligen Statistikdatenbanken UKRSTAT und GUS zusammengestellt.

² Der Paneldatensatz ist vollständig, d.h. jede Region hat die Daten zu jedem Jahr.

Die abhängige Variable *Wachstum* zeigt die Veränderung des realen BIP pro Kopf in der Region *i* zum Vorjahr (in den Preisen vom Vorjahr). Folgende Kontrollvariablen werden in das Modell aufgenommen. Die Variable *Regimewechsel* nimmt den Wert 1 an, wenn es zum Zeitpunkt *t* zum Wechsel der vertretenen Regierungspartei in der Regionalregierung der Region *i* gekommen ist, sonst ist sie 0. Die Variable *FDI* zeigt den Anteil der realen Zuflüsse der ausländischen Direktinvestitionen (*real FDI inflows*) am realen BIP (in %). Die Variable *Gleiche Partei* nimmt den Wert 1 an, wenn die Regierungspartei auf nationaler Ebene mit der Regierungspartei auf regionaler Ebene zum Zeitpunkt *t* übereinstimmt, sonst ist sie 0. Die Variable *BIP/Kopf* ist das reale regionale Bruttoinlandsprodukt pro Kopf (ln, in konstanten 2012 USD). Die Variable *Einwohnerzahl* ist die gesamte Einwohnerzahl in der Region *i* (ln). Die Variable *Handelsoffenheit* wird als Summe der Exporte und Importe von Waren und Dienstleistungen dividiert durch BIP berechnet (in %). Die Variable *Inflation* beinhaltet Information über die Rate regionaler Inflation basierend auf dem Verbraucherpreisindex (in %).³ Die Variable *Humankapital* ist die Hochschulabsolventenrate, die als Summe der Hochschulabsolventen dividiert durch die Einwohnerzahl gemessen wird (in %). Die Variable *Kriminalität* beinhaltet Information zu den Kriminalitätsfällen pro 100 Tsd. Einwohner (ln).

Abbildungen 1a und 1b zeigen die räumliche Verteilung des BIP pro Kopf in den ukrainischen und polnischen Regionen (der Mittelwert für 2004-2012). Die Daten wurden bei den Statistikämtern der Ukraine und Polen erhoben (vgl. Anhang 2). Die dargestellten Abbildungen legen nahe, dass BIP pro Kopf in den untersuchten Regionen sehr heterogen verteilt ist. Die Hauptstädte und deren Regionen haben das größte BIP pro Kopf (Stadt Kiew 8826 USD und die Region Kiew 3215 USD, Region Mazowieckie mit der Hauptstadt Warschau 17011 USD). Die östlichen Regionen der Ukraine und die südwestlichen Regionen Polens, die einen hohen Industrialisierungsgrad haben, liegen über dem Durchschnittswert. Das kleinste BIP pro Kopf haben die westlichen ukrainischen und die nordöstlichen polnischen Regionen.

(b) Explorative räumliche Analyse

Um vorerst einen allgemeinen Grad der räumlichen Autokorrelation in den Daten von BIP pro Kopf zu bewerten, wird die Global Moran's *I*-Statistik berechnet und anhand des Moran-Streudiagramms die Variable $Wachstum_{i,t}$ mit ihrem räumlichen Lag geplottet (Cliff & Ord 1981). Die Formel von Global Moran's *I*-Statistik kann wie folgt aufgeschrieben werden:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Dabei ist w_{ij} die Gewichtung zwischen den Beobachtungen *i* und *j*. Die räumliche Gewichtungsmatrix ist symmetrisch und hat eine $N \times N$ Dimension (Anselin 1988):

³ Die Inflationsrate variiert je nach Region: Schwachentwickelte Regionen haben größere Inflationsraten und starkentwickelte eine kleinere.

$$W = \begin{pmatrix} 0 & w(d_{i,j}) & w(d_{i,k}) \\ w(d_{j,i}) & 0 & w(d_{j,k}) \\ w(d_{k,i}) & w(d_{k,j}) & 0 \end{pmatrix}$$

Dabei ist d_{ij} die Luftliniendistanz zwischen den Landeshauptstädten i und j . Distanzen sind zeitinvariant: $W_{2004}=W_{2005}=\dots=W_{2012}$.⁴

Abbildungen 2a und 2b enthalten die Ergebnisse der Global Moran's I -Statistik und das Moran-Streudiagramm für die Ukraine und Polen.⁵ Aus den Abbildungen geht hervor, dass eine räumliche Autokorrelation in den Daten der Variable Wachstum präsent ist. Die Werte der Global Moran's I -Statistik sind gleich 0,801 für die Ukraine und 0,343 für Polen. Der p-Wert ist gleich 0,001 für beide Länder. Somit wird die Nullhypothese, dass es keine (globale) räumliche Autokorrelation in den Daten gibt, abgelehnt. Außerdem deuten positive und hochsignifikante Statistikwerte darauf hin, dass die Regionen mit größerer Wachstumsrate des BIP pro Kopf (und/oder die Regionen mit einer kleineren Wachstumsrate) miteinander räumlich korrelieren.

(c) Ökonometrische Spezifikation und Methodik

Um die Präsenz der räumlichen Autokorrelation im räumlichen Lag und im Fehlerterm zu überprüfen und das geeignete Modell für die Schätzung auszuwählen, wird der Lagrange-Multiplier-Test (LM Lag und LM Error) durchgeführt (Anselin & Florax 1995).⁶ Dem LM-Test zufolge wird das Spatial Lag Modell (SAR) dem Spatial Error Modell (SEM) gegenüber bevorzugt (Tabelle 1).⁷

Kelejian & Prucha (1998, 1999) und Kapoor et al. (2007) folgend wird Spatial Autoregressive Model (SAR-Modell) anhand des General Spatial Autoregressive Two-Stage Least Squares-Schätzers (GS2SLS) geschätzt. Das zu schätzende SAR-Modell kann wie folgt aufgeschrieben werden:

$$Wachstum_{i,t} = \rho W(Wachstum)_{i,t} + \Sigma \delta_n(X) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

Dabei ist ρ der Koeffizient des räumlichen Lags der abhängigen Variablen $Wachstum_{i,t}$; W ist eine zeitinvariante räumliche Gewichtungsmatrix mit $N \times N$ Dimension; X ist eine $N \times K$ Matrix mit den erklärenden Variablen K . $\varepsilon_{i,t}$ steht für den Fehlerterm.

⁴ Die Daten zur räumlichen Gewichtungsmatrix werden von Levoshko (2015) verwendet.

⁵ Das Moran-Streudiagramm wird in Stata mithilfe des benutzerspezifischen Befehls *splagvar* erstellt (Jeanty 2010).

⁶ Die LM-Lag- und LM-Error-Tests werden in Stata mithilfe des Befehls *spatdiag* durchgeführt.

⁷ Der robuste LM-Lag-Test lehnt die Nullhypothese ab, dass das räumliche Lag der abhängigen Variablen keine räumliche Autokorrelation hat, und ist statistisch signifikanter als der robuste LM-Error-Test (p-Wert ist gleich 0,008 für die Ukraine und 0,062 für Polen). Der robuste LM-Error-Test testet die Nullhypothese, dass es keine räumliche Autokorrelation im Fehlerterm gibt (p-Wert ist gleich 0,045 für die Ukraine und 0,108 für Polen).

Wenn das räumliche Lag der abhängigen Variable zu den anderen erklärenden Variablen im Modell hinzugefügt wird, kann dadurch ein Endogenitätsproblem entstehen. Der Grund dafür ist die Korrelation der räumlich gewichteten abhängigen Variable mit dem Störterm (Elhorst 2003). Der GS2SLS-Schätzer verwendet die erklärenden Variablen im Modell und deren räumlichen Lags (WX), um die Variable $W(\text{Wachstum})_{i,t}$ zu instrumentieren.⁸ Zudem berücksichtigt der GS2SLS-Schätzer, dass der Fehlerterm räumlich und zeitlich korreliert. Regionenspezifische fixe Effekte werden berücksichtigt.⁹

Anhang 1 listet die in die Schätzung aufgenommenen Regionen auf. Anhang 2 beschreibt die Variablen mit der Angabe der Datenquelle. Anhang 3 stellt die deskriptive Statistik der Variablen dar. Anhang 4 präsentiert die relevanten empirischen Studien.

(d) Empirische Ergebnisse

Tabelle 1 enthält die Ergebnisse des SAR-Modells anhand des GS2SLS-Schätzers für die Ukraine (Spalte 1-2) und Polen (Spalte 3-4). Die Ergebnisse zeigen, dass die geschätzten Koeffizienten des räumlichen Lags der Variable Wachstum sowohl für die Ukraine- als auch für die Polen-Regressionschätzung hochsignifikant sind.

In der Ukraine werden negative räumliche Wachstums-Spillover-Effekte festgestellt. Steigt die Wachstumsrate des BIP pro Kopf der nahe gelegenen Regionen um einen Prozentpunkt, dann reduziert sich die Wachstumsrate in der Region i um 0,00006% auf einem Signifikanzniveau von 1% (Spalte 1-2, Übereinstimmung mit Hypothese 1b). Demzufolge wird Hypothese 1a, dass das Wirtschaftswachstum der räumlich benachbarten Regionen die Wachstumsrate einer Region in der Ukraine positiv beeinflusst, abgelehnt. Eine Erklärung hierfür wäre, dass die Innovations- und Technologiediffusion zwischen den ukrainischen Regionen gering ist. Ein weiterer Grund könnte ein kleiner Warenverkehr zwischen den ukrainischen Regionen aufgrund der hohen Transportkosten sein.

In Polen hingegen sind positive räumliche Wachstums-Spillover-Effekte festzustellen. Steigt die Wachstumsrate des BIP pro Kopf der nahe gelegenen Regionen um einen Prozentpunkt, dann erhöht sich die Wachstumsrate in der Region i um 0,00002% auf einem Signifikanzniveau von 1% (Spalte 3-4, Übereinstimmung mit Hypothese 1a). Somit wird Hypothese 1b, dass das Wirtschaftswachstum der räumlich benachbarten Regionen die Wachstumsrate einer Region in Polen negativ beeinflusst, abgelehnt. Die erzielten Ergebnisse der räumlichen Analyse für die polnischen Regionen sind mit den bisherigen empirischen Studien zum regionalen Wirtschaftswachstum vergleichbar (Carrington 2003; Ivanova 2012, 2014; Kholodilin et al. 2012; Le Gallo & Ertur 2003; Lugovoy et al. 2007; Lolos 2009; Mohl & Hagen 2010; Ramajo et al. 2008). Das erzielte Ergebnis könnte darauf hindeuten, dass es eine hohe Migration der

⁸ Die räumlich gewichteten Variablen (WX) werden anhand derselben räumlichen Gewichtungsmatrix erstellt wie die Variable $W(\text{Wachstum})_{i,t}$. Der GS2SLS-Schätzer ist eine räumliche Form des GMM-Schätzers. Detaillierte Information zur verwendeten Methode vgl. Kelejian & Prucha (1998, 1999) und Kapoor et al. (2007). Die Schätzung wird mithilfe des benutzergeschriebenen Stata-Befehls *gs2s/sarxt* durchgeführt (Shehata 2012).

⁹ Wenn in dem Modell mit den räumlich invarianten Variablen (oder Variablen mit einer kleinen räumlichen Variation) die Periodeneffekte kontrolliert werden, können die Ergebnisse verzerrt sein (Elhorst 2011).

hochqualifizierten Arbeitskräfte in Polen gibt, was einen Wissens- und Innovationstransfer zwischen den Regionen ermöglicht. Außerdem könnten die polnischen Regionen vom eigenen Marktpotenzial und niedrigen Transportkosten profitieren.

(e) Analyse auf Robustheit

Im Weiteren wird überprüft, wie robust die Ergebnisse in Bezug auf die Spezifikation der räumlichen Gewichtungsmatrix sind. Dabei wird den vorhandenen empirischen Studien zur Analyse der räumlichen Effekte des Wirtschaftswachstums gefolgt (vgl. Anhang 4) und es werden alternativ zwei räumliche Gewichtungsmatrizen generiert.

Die Nachbarschaftsmatrix wird wie folgt spezifiziert:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{wenn } i \text{ und } j \text{ benachbart, } i \neq j \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

Die inverse Distanzmatrix wird folgend spezifiziert:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & \text{wenn } i \text{ und } j \text{ benachbart, } i \neq j \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

Dabei ist d_{ij} die Luftliniendistanz zwischen den Landeshauptstädten i und j . Die inverse Distanzmatrix wird normiert, so dass sich die Zeilenelemente auf Eins summieren auf (Anselin 1988):

$$w(d_{ij}) = \frac{w(d_{ij}^*)}{\sum_{j=1}^n w(d_{ij}^*)}$$

Tabelle 2 enthält die Ergebnisse anhand des GS2SLS-Schätzers für die Ukraine und Polen. Wie aus der Tabelle zu entnehmen ist, bleiben die Ergebnisse für beide Länder robust, unabhängig davon, welche räumliche Gewichtungsmatrix für die Schätzung verwendet wird. Die geschätzten Koeffizienten des räumlichen Lags der Variable Wachstum sind in allen Modellspezifikationen hochsignifikant und mit den Ergebnissen in Abschnitt (d) vergleichbar. Steigt die Wachstumsrate des BIP pro Kopf der benachbarten Regionen um einen Prozentpunkt, dann reduziert sich die Wachstumsrate um 0,008-0,04% in einer ukrainischen Region (Spalte 1 und 3) und erhöht sich um 0,004-0,009% in einer polnischen Region (Spalte 2 und 4).

(f) Räumliche FDI-Spillover-Effekte auf das Wirtschaftswachstum

Den bisherigen empirischen Studien zufolge kann das regionale Wirtschaftswachstum von den räumlichen FDI-Spillover-Effekten abhängen. Das heißt, das Wirtschaftswachstum einer Region kann durch die Veränderung der FDI-Zuflüsse in den benachbarten Regionen positiv/negativ beeinflusst werden (Blalock & Gertler 2008; Driffield 2004; Görg & Greenaway 2004; Madariaga & Poncet 2007; Wen 2014). Positive FDI-Spillover-Effekte werden umso größer, je kleiner die technologische Lücke zwischen den ausländischen und inländischen Unternehmen ist. Die Präsenz ausländischer Unternehmen verstärkt den lokalen Wettbe-

werb. Inländische Unternehmen haben den Anreiz, neue Technologien einzuführen, um ihre Produktivität zu erhöhen. Dadurch wird die Technologielücke zwar kleiner, bleibt aber bestehen. Wenn durch die ausländische Konkurrenz der Marktanteil der inländischen Unternehmen reduziert wird, kann es zu negativen FDI-Spillover-Effekten kommen. Verhindern ausländische Unternehmen den Wissenstransfer durch Arbeitsmobilität, so können keine FDI-Spillover-Effekte entstehen. Dem bisherigen Forschungsstand zufolge gibt es keine empirischen Studien für die Ukraine und Polen, die die räumlichen FDI-Spillover-Effekte auf das Wirtschaftswachstum untersuchen.

Ob die räumlichen FDI-Spillover-Effekte auf den regionalen Wirtschaftswachstumsprozess in der Ukraine und Polen einen Einfluss haben, wird im Weiteren untersucht. Dazu wird die räumlich gewichtete Variable $W(FDI)$ generiert. Die räumliche Gewichtungsmatrix wird aus dem Abschnitt (d) verwendet (die Luftliniendistanzen zwischen den Landeshauptstädten). Die Variable $W(FDI)_{i,t-1}$ wird zu den anderen erklärenden Variablen im Modell (1) hinzugefügt (Modellspezifikation der Tabelle 1, Spalte 2 und 4).¹⁰ Regionenspezifische fixe Effekte werden berücksichtigt. Mögliche FDI-Spillover-Effekte auf das regionale Wirtschaftswachstum werden erst nach einer bestimmten zeitlichen Verzögerung wirksam. Das heißt, die Variable $W(FDI)$ wird alternativ um zwei Perioden verzögert.

Tabelle 3 enthält die Ergebnisse anhand des GS2SLS-Schätzers für die Ukraine (Spalte 1-2) und Polen (Spalte 3-4). Aus den Ergebnissen geht hervor, dass die räumlichen FDI-Spillover-Effekte das regionale Wirtschaftswachstum in der Ukraine negativ beeinflussen. Steigen die FDI-Zuflüsse der nahe gelegenen Regionen um einen Prozentpunkt, dann verkleinert sich die Wachstumsrate in der Region i um 0,0002% auf einem Signifikanzniveau von 1% (Spalte 1). Wenn man die Variable $W(FDI)$ um zwei Perioden verzögert, bleiben die Ergebnisse robust (Spalte 2). Eine Erklärung hierfür wäre, dass die Technologie- und Wissenstransfer zwischen den ausländischen und inländischen Unternehmen in den ukrainischen Regionen beschränkt ist.

In Polen hingegen sind positive räumliche FDI-Spillover-Effekte auf das regionale Wirtschaftswachstum festzustellen. Steigen die FDI-Zuflüsse der nahe gelegenen Regionen um einen Prozentpunkt, dann vergrößert sich die Wachstumsrate in der Region i um 0,0017% auf einem Signifikanzniveau von 1% (Spalte 3). Verzögert man die Variable $W(FDI)$ um zwei Perioden, bleiben die Ergebnisse robust (Spalte 4). Dies könnte darauf hindeuten, dass es eine kleine technologische Lücke zwischen den ausländischen und inländischen Unternehmen in den polnischen Regionen gibt. Die erzielten Ergebnisse sind mit den bisherigen empirischen Studien zur räumlichen Analyse des Wirtschaftswachstums vergleichbar (Bode et al. 2012; Jordaan & Rodriguez-Oreggia 2012; Madariaga & Poncert 2007).

Aus den Schätzergebnissen geht hervor, wenn man die Variable $W(FDI)$ um ein bzw. zwei Perioden verzögert, sind die geschätzten Koeffizienten des räumlichen Lags der Variable

¹⁰ Die räumlich gewichtete Variable $W(FDI)$ wird in Stata mithilfe des benutzergeschriebenen Befehls *splagvar* erstellt (Jeanty 2010).

Wachstum in allen Modellspezifikationen hochsignifikant und mit den Ergebnisse in Abschnitt (d) vergleichbar.

4. ZUSAMMENFASSUNG

Im Mittelpunkt dieser Arbeit steht die Frage, wie stark sich das Wirtschaftswachstum der räumlich benachbarten Regionen auf die Wachstumsrate einer Region auswirkt. Nach bisheriger Erkenntnis handelt es sich bei der vorliegenden Studie um die erste Analyse der interregionalen Effekte des Wirtschaftswachstums für die Ukraine und Polen. Die räumliche Analyse erfolgt auf regionaler Ebene für den Zeitraum 2004-2012 anhand eines Instrumentalvariablen-Schätzers (GS2SLS).

Die Ergebnisse zeigen, dass es signifikante interregionale Wachstumseffekte in der Ukraine und Polen gibt. Steigt die Wachstumsrate des BIP pro Kopf in den räumlich benachbarten Regionen um einen Prozentpunkt, dann verkleinert sich die Wachstumsrate in einer ukrainischen Region um 0,00006-0,04% und vergrößert sich um 0,00002-0,09% in einer polnischen Region. Die Ergebnisse bleiben robust in Bezug auf die Spezifikation der räumlichen Gewichtungsmatrix. Die erzielten Ergebnisse könnten darauf hindeuten, dass es einen geringen Warenverkehr zwischen den ukrainischen Regionen aufgrund der hohen Transportkosten gibt. Zudem könnte eine niedrige Wissens- und Technologiediffusion zwischen den ukrainischen Regionen ein weiterer Grund für die negativen räumlichen Wachstums-Spillover-Effekte sein. Die positiven räumlichen Wachstums-Spillover-Effekte in Polen könnten dadurch erklärt werden, dass ein Wissens- und Innovationstransfer zwischen den polnischen Regionen durch eine hohe Migration der hochqualifizierten Arbeitskräfte bewirkt wird. Außerdem könnten die polnischen Regionen vom eigenen Marktpotenzial und von niedrigen Transportkosten profitieren.

Zudem wird festgestellt, dass die räumlichen FDI-Spillover-Effekte einen signifikanten Einfluss auf den regionalen Wirtschaftswachstumsprozess in beiden untersuchten Ländern haben. Wenn die FDI-Zuflüsse der nahe gelegenen Regionen um einen Prozentpunkt steigen, dann reduziert sich die Wachstumsrate in einer ukrainischen Region um 0,0002% und erhöht sich um 0,0017% in einer polnischen Region. Eine Erklärung hierfür wäre, dass es eine kleine technologische Lücke zwischen den ausländischen und inländischen Unternehmen in Polen gibt. In der Ukraine dagegen könnte der Technologie- und Wissenstransfer beschränkt sein. Dem bisherigen Forschungsstand zufolge untersucht die vorliegende Studie die räumlichen FDI-Spillover-Effekte erstmalig für die Ukraine und Polen.

Es wäre wissenschaftlich bedeutsam, die räumlichen FDI-Spillover-Effekte auf das Wirtschaftswachstum auf der Branchen-Ebene für die Ukraine und Polen zu untersuchen, insbesondere die branchenspezifischen Effekte von FDI im Industrie- und Agrarsektor.

BIBLIOGRAPHIE

- Abreu, M., De Groot, H. L., & Florax, R. J. (2004). Space and growth: a survey of empirical evidence and methods. *Tinbergen Institute discussion Paper*, TI2004-129/3.
- Anselin, L. & Florax R. J. (1995). New Directions in Spatial Econometrics: Introduction.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht, Kluwer.
- Barro, R. J. & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic growth*. MIT Press, Cambridge.
- Blalock, G., & Gertler, P. J. (2008). Welfare gains from foreign direct investment through technology transfer to local suppliers. *Journal of International Economics*, vol. 74(2), pp. 402-421.
- Bode, E., & Rey, S. J. (2006). The spatial dimension of economic growth and convergence. *Papers in Regional Science*, vol. 85(2), pp. 171-176.
- Bode, E., Nunnenkamp, P., & Waldkirch, A. (2012). Spatial effects of foreign direct investment in US states. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, vol. 45(1), pp. 16-40.
- Bosker, M. (2007). Growth, agglomeration and convergence: A space-time analysis for European regions. *Spatial Economic Analysis*, vol. 2(1), pp. 91-100.
- Carrington, A. (2003). A divided Europe? Regional convergence and neighbourhood spillover effects. *Kyklos*, vol. 56(3), pp. 381-393.
- Cliff, A. D., & Ord, J. K. (1981). *Spatial processes: models & applications* (Vol. 44). London: Pion.
- Driffield, N. (2004). Regional policy and spillovers from FDI in the UK. *The Annals of Regional Science*, vol. 38(4), pp. 579-594.
- Drukker, D. M., Egger, P., & Prucha, I. R. (2013). On two-step estimation of a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances and endogenous regressors. *Econometric Reviews*, vol. 32(5-6), pp.686-733.
- Egger, P. & Pfaffermayr, M. (2006). Spatial convergence. *Papers in Regional Science*, vol. 85(2), pp. 199-215.
- Elhorst J. P. (2003). Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models. *International Regional Science Review*, vol. 26 (3), pp. 244-268.
- Elhorst, J. P. (2010). Applied spatial econometrics: raising the bar. *Spatial Economic Analysis*, vol. 5(1), pp.9-28.
- Fujita, M., Krugman, P. R., & Venables, A. (2001). *The spatial economy: Cities, regions, and international trade*. MIT press.
- Görg, H., & Greenaway, D. (2004). Much ado about nothing? Do domestic firms really benefit from foreign direct investment? *The World Bank Research Observer*, vol. 19(2), pp. 171-197.
- Harris, R., Moffat, J., & Kravtsova, V. (2011). In search of 'W'. *Spatial Economic Analysis*, vol. 6(3), pp. 249-270.
- Ivanova, V. (2012). Economic growth and spatial interaction of Russian regions: an empirical analysis. *Working Paper*, NRU Heigher School of Economics.
- Ivanova, V. (2014). Regional Convergence of Income: Spatial Analysis. *Spatial Economics*, vol. 4, pp. 100-119.
- Jeanty, P.W. (2010). splayvar: Stata module to generate spatially lagged variables, construct the Moran scatter plot, and calculate global Moran's I statistics.
- Jordaan, J.A. & Rodriguez-Oreggia, E. (2012): Regional growth in Mexico under trade liberalization: How important are agglomeration and FDI? *The Annals of Regional Science*, vol. 48, pp. 179-202.
- Kapoor, M., Kelejian, H. H., & Prucha, I. R. (2007). Panel data models with spatially correlated error components. *Journal of econometrics*, vol. 140(1), pp. 97-130.

- Kelejian, H. H., & Prucha, I. R. (1998). A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 17(1), pp. 99-121.
- Kelejian, H. H., & Prucha, I. R. (1999). A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. *International economic review*, vol. 40(2), pp. 509-533.
- Kholodilin, K. A., Oshchepkov, A., & Siliverstovs, B. (2012). The Russian regional convergence process: Where is it leading? *Eastern European Economics*, vol. 50(3), pp. 5-26.
- Kosfeld, R., & Lauridsen, J. (2004). Dynamic spatial modelling of regional convergence processes. *Empirical Economics*, vol. 29(4), pp. 705-722.
- Krugman, P. (1991). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, vol. 99(3), pp. 483-499.
- Krugman, P., & Venables, A. J. (1995). Globalization and the Inequality of Nations. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, pp. 857-880.
- Le Gallo, J., & Ertur, C. (2003). Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980–1995. *Papers in regional science*, vol. 82(2), pp. 175-201.
- Lee, L. F. (2003). Best Spatial Two-Stage Least Squares Estimators for a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances. *Econometric Reviews*, vol. 22(4), pp. 307-335.
- LeSage, J. P., & Fischer, M. M. (2008). Spatial growth regressions: model specification, estimation and interpretation. *Spatial Economic Analysis*, vol. 3(3), pp. 275-304.
- Levoshko, T. (2015). Determinanten der FDI-Standortwahl. Eine empirische Analyse für die Ukraine und Polen. *AWI Working Paper*, No. 606.
- Levoshko, T. (2016). Wie beeinflussen die politische Lage und FDI das Wirtschaftswachstum? Empirische Evidenz für die Ukraine und Polen. *AWI Working Paper*, No. 615.
- Lolos, S. E. (2009). The effect of EU structural funds on regional growth: assessing the evidence from Greece, 1990–2005. *Economic Change and Restructuring*, vol. 42(3), pp. 211-228.
- Lugovoy, O., Dashkeev, V., Mazayev, I., Fomchenko, D., Polyakov, E., & Hecht, A. (2007). Analysis of economic growth in regions: Geographical and institutional aspect. Available at SSRN 1268088.
- Madariaga, N., & Poncet, S. (2007). FDI in Chinese cities: Spillovers and impact on growth. *The World Economy*, vol. 30(5), pp. 837-862.
- Mohl, P. & Hagen, T. (2010). Do EU structural funds promote regional growth? New evidence from various panel data approaches. *Regional Science and Urban Economics*, vol. 40(5), pp. 353-365.
- Olejnik, A. (2008). Using the spatial autoregressively distributed lag model in assessing the regional convergence of per-capita income in the EU25. *Papers in Regional Science*, vol. 87(3), pp. 371-384.
- Ramajo, J., Márquez, M. A., Hewings, G. J., & Salinas, M. M. (2008). Spatial heterogeneity and interregional spillovers in the European Union: Do cohesion policies encourage convergence across regions? *European Economic Review*, vol. 52(3), pp. 551-567.
- Resende, G. M., de Carvalho, A. X. Y., & Sakowski, P. A. M. (2013). Evaluating multiple spatial dimensions of economic growth in Brazil using spatial panel data models (1970-2000) (No. 1830a). *Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)*.
- Shehata, Emad Abd Elmessih (2012). GS2SLSARXT: "Generalized Spatial Panel Autoregressive Two Stage Least Squares".
- Wen, Y. (2014). The spillover effect of FDI and its impact on productivity in high economic output regions: A comparative analysis of the Yangtze River Delta and the Pearl River Delta, China. *Papers in Regional Science*, vol. 93(2), pp. 341-365.

Tabelle 1: Räumliche Effekte des Wirtschaftswachstums, GS2SLS-Schätzer, Ukraine und Polen

	Ukraine (1)	Ukraine (2)	Polen (3)	Polen (4)
W(Wachstum)_{i,t}	-0.0000639*** (2.02e-06)	-0.0000613*** (2.03e-06)	0.0000221*** (1.70e-06)	0.0000206*** (2.02e-06)
Regimewechsel_{i,t-1}	-5.035** (2.104)	-5.738*** (2.206)	0.569 (0.521)	0.587 (0.490)
FDI_{i,t-1}	-0.0555 (0.0615)	-0.0420 (0.0645)	0.0385 (0.0834)	-0.0143 (0.0832)
Gleiche Partei_{i,t}	0.149 (0.931)	0.792 (1.091)	0.268 (0.372)	0.281 (0.345)
ln(BIP/Kopf)_{i,t-1}	-5.201*** (1.659)	-6.765** (2.997)	-0.550 (0.662)	-1.579** (0.659)
ln(Einwohnerzahl)_{i,t-1}	2.851* (1.620)	2.956* (1.622)	0.857 (0.803)	0.519 (1.083)
Handelsoffenheit_{i,t-1}	-2.382 (2.117)	-1.385 (2.488)	-1.100 (2.708)	-1.300 (2.544)
Inflation_{i,t-1}	0.0818 (0.219)	0.0930 (0.224)	-0.950*** (0.173)	-1.035*** (0.160)
Humankapital_{i,t-1}		-0.800 (1.687)		6.554*** (1.463)
ln(Kriminalität)_{i,t-1}		1.780 (2.635)		0.711 (0.858)
Constant	113.2*** (3.160)	113.7*** (3.292)	66.18*** (0.655)	51.81*** (0.569)
Robuster LM -Lag-Test, χ^2 (p-Wert)		7.08 (0.008)		3.474 (0.062)
Robuster LM- Error-Test, χ^2 (p-Wert)		4.023 (0.045)		2.589 (0.108)
Beobachtungen	234	234	144	144
Anzahl der Regionen	26	26	16	16

Anmerkung: Die abhängige Variable ist die Wachstumsrate des BIP pro Kopf. Der GS2SLS-Schätzer wird basierend auf Kelejian & Prucha (1998, 1999) und Kapoor et al. (2007) verwendet. Die räumliche Gewichtungsmatrix wird anhand der Luftliniendistanzen zwischen den Landeshauptstädten generiert. Der robuste LM-Lag-Test testet die Nullhypothese, dass das räumliche Lag der abhängigen Variable keine räumliche Autokorrelation hat. Der robuste LM-Error-Test testet die Nullhypothese, dass es keine räumliche Autokorrelation im Fehlerterm gibt. Regionenspezifische fixe Effekte werden berücksichtigt. In Klammern sind die Standardfehler. ***, ** und * bezeichnen Signifikanz auf dem 1%, 5% und 10% Niveau.

Tabelle 2: Analyse auf Robustheit, GS2SLS-Schätzer, Ukraine und Polen

	Ukraine (1)	Polen (2)	Ukraine (3)	Polen (4)
W(Wachstum)_{i,t}	-0.0391*** (0.00213)	0.00893*** (0.00112)	-0.00834*** (0.000282)	0.00360*** (0.00105)
Regimewechsel_{i,t-1}	4.775** (1.969)	0.608 (0.491)	4.740** (1.971)	2.204 (8.063)
FDI_{i,t-1}	0.0405 (0.102)	-0.0147 (0.0853)	0.0271 (0.107)	-0.261 (0.529)
Gleiche Partei_{i,t}	1.235 (1.450)	0.322 (0.348)	1.364 (1.493)	36.17*** (4.288)
ln(BIP/Kopf)_{i,t-1}	-14.77*** (2.556)	-1.529** (0.668)	-15.02*** (2.547)	-5.012 (8.812)
ln(Einwohnerzahl)_{i,t-1}	10.49*** (2.921)	0.462 (1.083)	12.34*** (3.291)	10.71** (5.380)
Handelsoffenheit_{i,t-1}	-11.79*** (3.961)	-1.338 (2.540)	-13.11*** (4.100)	-38.12** (18.81)
Inflation_{i,t-1}	-0.343** (0.159)	-1.035*** (0.160)	-0.374** (0.158)	-1.403 (2.745)
Humankapital_{i,t-1}	1.660 (2.702)	6.402*** (1.446)	2.651 (2.895)	41.96** (17.48)
ln(Kriminalität)_{i,t-1}	3.537 (3.309)	0.733 (0.853)	1.911 (3.558)	2.571 (7.486)
Constant	23.10*** (0.361)	57.68*** (0.415)	20.73*** (0.307)	0.378 (1.656)
Beobachtungen	234	144	234	144
Anzahl der Regionen	26	16	26	16
Räumliche Gewichtungsmatrix	Nachbarschaftsmatrix	Nachbarschaftsmatrix	Inverse Distanzmatrix	Inverse Distanzmatrix

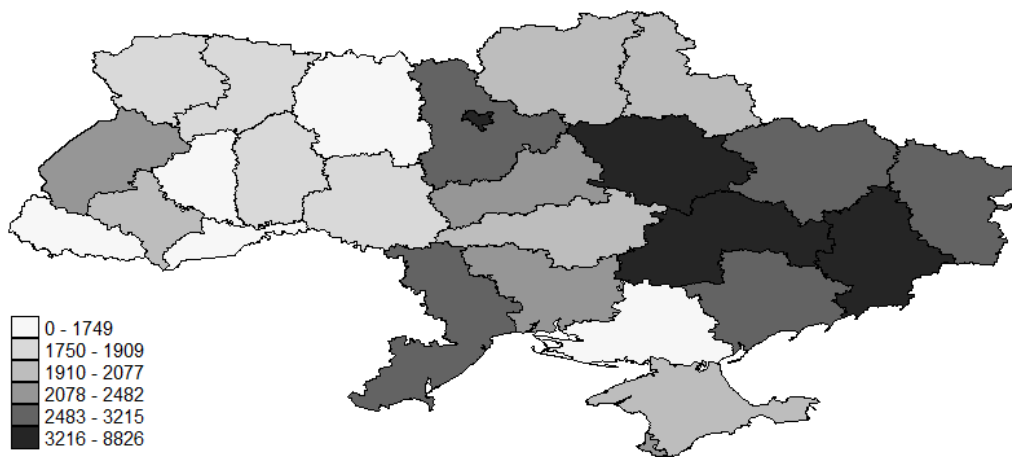
Anmerkung: Die abhängige Variable ist die Wachstumsrate des BIP pro Kopf. Der GS2SLS-Schätzer wird basierend auf Kelejian & Prucha (1998, 1999) und Kapoor et al. (2007) verwendet. Regionenspezifische fixe Effekte werden berücksichtigt. In Klammern sind die Standardfehler. ***, ** und * bezeichnen Signifikanz auf dem 1%, 5% und 10% Niveau.

Tabelle 3: Räumliche FDI-Spillover-Effekte, GS2SLS-Schätzer, Ukraine und Polen

	Ukraine (1)	Ukraine (2)	Polen (3)	Polen (4)
W(Wachstum)_{i,t}	-0.0000792*** (3.82e-06)	-0.0000821*** (2.68e-06)	0.000489*** (0.00008)	0.000294*** (0.00005)
W(FDI)_{i,t-1}	-0.000201*** (1.84e-05)		0.00169*** (0.000267)	
W(FDI)_{i,t-2}		-6.55e-09*** (2.01e-09)		5.05e-07*** (5.41e-08)
Regimewechsel_{i,t-1}	2.070 (1.521)	-1.631 (2.156)	1.496 (2.553)	3.150 (2.066)
FDI_{i,t-1}	0.0694 (0.0867)	-0.0221 (0.0744)	0.663* (0.375)	0.360 (0.290)
Gleiche Partei_{i,t}	-0.139 (1.206)	0.549 (1.191)	3.837** (1.903)	0.0419 (1.553)
ln(BIP/Kopf)_{i,t-1}	-4.973** (2.139)	-7.995*** (2.822)	-8.928** (3.415)	-9.949*** (2.699)
ln(Einwohnerzahl)_{i,t-1}	3.035 (3.120)	5.424*** (1.810)	7.280* (4.140)	8.032** (3.097)
Handelsoffenheit_{i,t-1}	-14.19*** (3.256)	-1.285 (3.034)	-0.413 (12.17)	1.160 (9.533)
Inflation_{i,t-1}	-0.478*** (0.122)	-0.223 (0.183)	-0.925 (0.834)	-0.859 (0.669)
Humankapital_{i,t-1}	3.229 (2.450)	-1.729 (1.991)	2.789 (6.833)	5.962 (5.344)
ln(Kriminalität)_{i,t-1}	2.386 (3.025)	1.585 (2.710)	2.589 (3.669)	2.164 (2.859)
Constant	14.52*** (0.361)	69.83*** (2.012)	31.81*** (5.190)	30.21*** (5.640)
Beobachtungen	234	234	144	144
Anzahl der Regionen	26	26	16	16

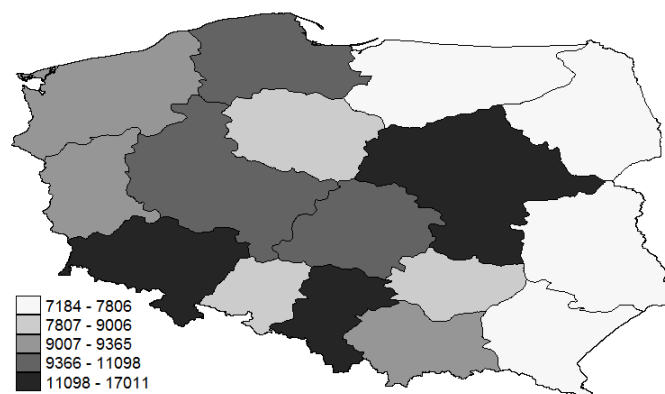
Anmerkung: Die abhängige Variable ist die Wachstumsrate des BIP pro Kopf. Der GS2SLS-Schätzer wird basierend auf Kelejian & Prucha (1998, 1999) und Kapoor et al. (2007) verwendet. Die räumliche Gewichtungsmatrix wird anhand der Luftliniendistanzen zwischen den Landeshauptstädten generiert. Regionenspezifische fixe Effekte werden berücksichtigt. In Klammern sind die Standardfehler. ***, ** und * bezeichnen Signifikanz auf dem 1%, 5% und 10% Niveau.

Abbildung 1a: Räumliche Verteilung des BIP pro Kopf, Ukraine



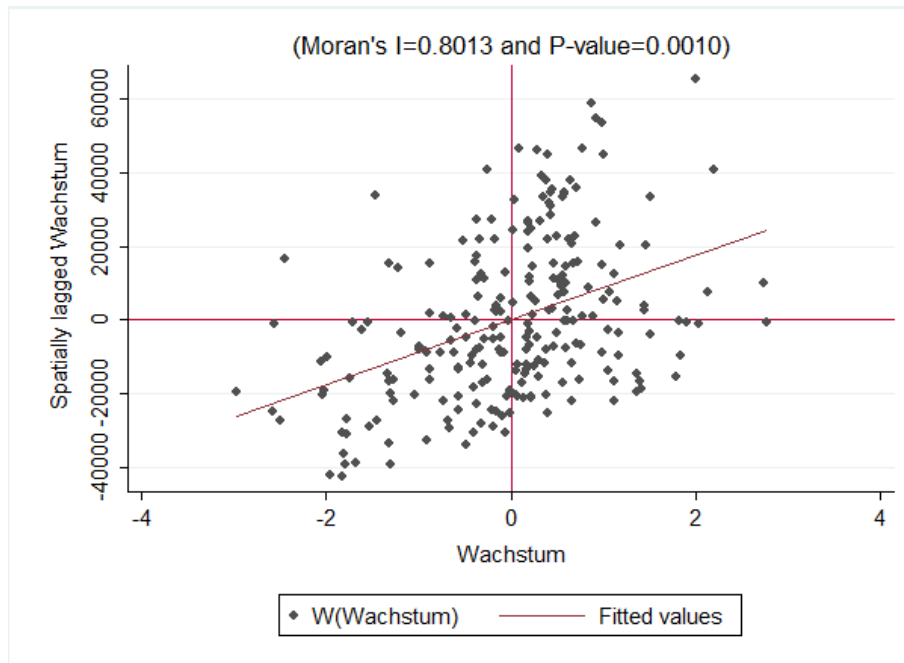
Anmerkung: Die Abbildung zeigt die Verteilung des realen BIP pro Kopf in den ukrainischen Regionen (der Mittelwert für 2004-2012). Die Regionen mit dem größeren BIP pro Kopf sind dunkelbraun markiert. Die Werte sind in konstanten 2012 USD. Die Region Zakarpattya wird nicht berücksichtigt. Quelle: Daten von UKRSTAT (eigene Darstellung).

Abbildung 1b: Räumliche Verteilung des BIP pro Kopf, Polen



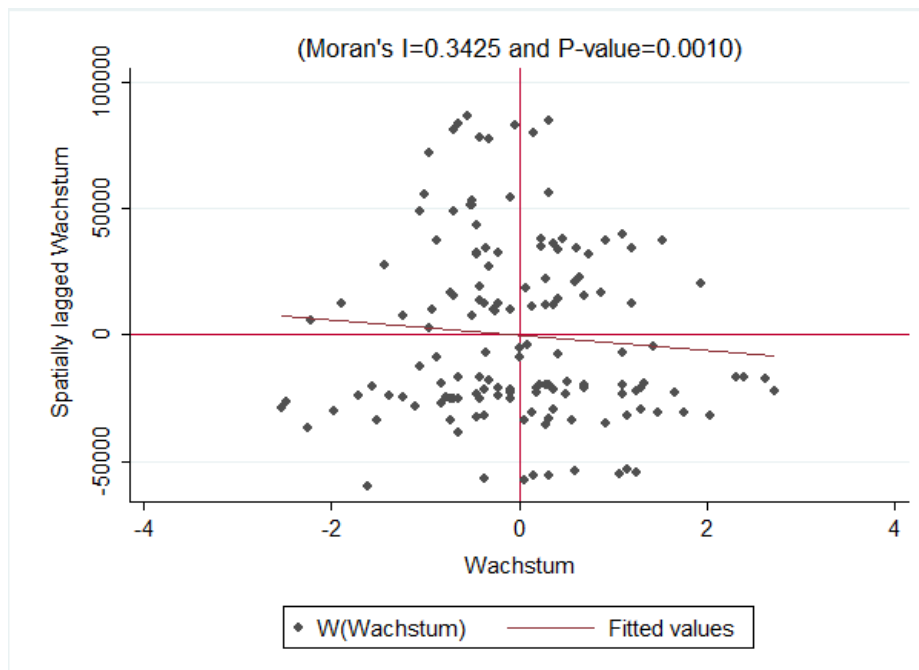
Anmerkung: Die Abbildung zeigt die Verteilung des realen BIP pro Kopf in den polnischen Regionen (der Mittelwert für 2004-2012). Die Regionen mit dem größeren BIP pro Kopf sind dunkelbraun markiert. Die Werte sind in konstanten 2012 USD. Quelle: Daten von GUS (eigene Darstellung).

Abbildung 2a: Räumliche Abhängigkeiten, Moran-Streudiagramm, Ukraine



Anmerkung: Die Abbildung zeigt die Global Moran's I -Statistik und das Plot der Variable $Wachstum_{i,t}$ mit ihrem räumlichen Lag. Der Global Moran's I -Test testet die Nullhypothese, dass es keine (globale) räumliche Autokorrelation in den Daten gibt. Die räumliche Gewichtungsmatrix wird anhand der Luftliniendistanzen zwischen den Landeshauptstädten generiert.

Abbildung 2b: Räumliche Abhängigkeiten, Moran-Streudiagramm, Polen



Anmerkung: ebd.

ANHÄNGE

Anhang 1: Auflistung der in die Schätzung aufgenommenen Regionen

Ukraine	Polen
AR KRYM	ŁÓDZKIE
VINNYTSYA	MAZOWIECKIE
VOLYN	MAŁOPOLSKIE
DNIPROPETROVSK	ŚLĄSKIE
DONETSK	LUBELSKIE
ZHYTOMYR	PODKARPACKIE
ZAPORIZHZHYA	PODLASKIE
IVANO-FRANKIVSK	ŚWIĘTOKRZYSKIE
KYIV	LUBUSKIE
KIROVOGRAD	WIELKOPOLSKIE
LUGANSK	ZACHODNIOPOMORSKIE
LVIV	DOLNOŚLĄSKIE
MYKOLAIV	OPOLSKIE
ODESA	KUJAWSKO-POMORSKIE
POLTAVA	POMORSKIE
RIVNE	WARMIŃSKO-MAZURSKIE
SUMY	
TERNOPIL	
KHARKIV	
KHERSON	
KHMELNYTSK	
CHERKASY	
CHERNIVTSI	
CHERNIGIV	
STADT KYIV	
STADT SEVASTOPOL	

Anmerkung: Region Zakarpattya (Ukraine) wird in die Schätzung aufgrund der mangelnden Daten nicht aufgenommen.

Anhang 2: Datenquellen und Beschreibung der Variablen

Variable	Beschreibung	Quelle
Wachstum	Die Veränderung des realen regionalen Bruttoinlandsprodukts pro Kopf zum Vorjahr (in den Preisen vom Vorjahr)	<i>Ukraine:</i> UKRSTAT (State Statistics Service of Ukraine) http://ukrstat.gov.ua/ Regionale Statistikdatenbanken der Ukraine (vgl. Levoshko 2016) <i>Polen:</i> GUS (Central Statistical Office)/ Local Data Bank http://www.stat.gov.pl/bdlen/app/strona.html?p_name=indeks
Regimewechsel	1, wenn es zum Zeitpunkt t zum Wechsel der Regierungspartei in der Regionalregierung der Region i gekommen ist, sonst 0. Die Daten beziehen sich auf die Regionalwahlen	<i>Ukraine:</i> http://cvk.gov.ua/ (Zentralwahlkommission der Ukraine) <i>Polen:</i> http://pkw.gov.pl/ (Polens Zentralwahlkommission)
FDI	Reale Zuflüsse der ausländischen Direktinvestitionen (<i>real FDI in-flows</i>) als Anteil am realen regionalen BIP (in %)	<i>Ukraine:</i> UKRSTAT (State Statistics Service of Ukraine) http://ukrstat.gov.ua/ Regionale Statistikdatenbanken der Ukraine (vgl. Levoshko 2016) Statistische Jahrbücher: Regions of Ukraine, Part II (2005-2013) <i>Polen:</i> GUS (Central Statistical Office of Poland)/ Local Data Bank Statistische Jahrbücher: Economic Activity of Entities with Foreign Capital (2004-2012), http://www.stat.gov.pl/gus/5840_2037_PLK_HTML.htm
Gleiche Partei	1, wenn die Regierungspartei in der Zentralregierung mit der Regierungspartei in der Regionalregierung zum Zeitpunkt t übereinstimmt, sonst 0. Dabei werden die Daten zu Parlament- und Regionalwahlen berücksichtigt	<i>Ukraine:</i> http://cvk.gov.ua/ (Zentralwahlkommission der Ukraine) <i>Polen:</i> http://pkw.gov.pl/ (Polens Zentralwahlkommission)

BIP/Kopf (ln)	Reales regionales Bruttoinlandsprodukt pro Kopf (in konstanten 2012 USD)	<i>Ukraine:</i> UKRSTAT (State Statistics Service of Ukraine) http://ukrstat.gov.ua/ Regionale Statistikdatenbanken der Ukraine (vgl. Levoshko 2016)
Einwohnerzahl (ln)	Gesamteinwohnerzahl in der Region	<i>Polen:</i> GUS (Central Statistical Office)/ Local Data Bank http://www.stat.gov.pl/bdlen/app/strona.html?p_name=indeks <i>Ebd.</i>
Handelsoffenheit	Handelsoffenheitsindex (Export + Import/BIP). Die Daten von Export, Import und BIP werden in konstanten 2012 USD umgerechnet	<i>Ebd.</i>
Inflation	Inflationsrate basierend auf dem Verbraucherpreisindex (in %)	<i>Ebd.</i>
Kriminalität (ln)	Anzahl der Kriminalitätsfälle pro 100 Tsd. Einwohner	<i>Ebd.</i>
Humankapital	Hochschulabsolventenrate (Summe der Hochschulabsolventen/Einwohnerzahl, in %)	<i>Ebd.</i>

Anhang 3: Deskriptive Statistik

Variable (Ukraine)	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Variable (Polen)	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<i>Abhängige Variable</i>						<i>Abhängige Variable</i>					
Wachstum	234	122.9	13.3	83.5	159.8	Wachstum	144	104.2	2.2	98.7	110.1
<i>Erklärende Variablen</i>						<i>Erklärende Variable</i>					
W(Wachstum)	234	1429079	286283.3	862741.1	2298892	W(Wachstum)	144	69656.7	25288.8	31899.2	127363
W(FDI) _{i,t-1}	234	170550.3	48981.1	92100.2	314303.7	W(FDI) _{i,t-1}	144	30520.4	6558.9	18750.7	44819.6
W(FDI) _{i,t-2}	234	2.05e+09	5.36e+08	1.21e+09	3.68e+09	W(FDI) _{i,t-2}	144	1.40e+08	2.07e+07	9.93e+07	1.95e+08
Regimewechsel	234	0.2	0.4	0	1	Regimewechsel	144	0.1	0.3	0	1
Gleiche Partei	234	0.4	0.5	0	1	Gleiche Partei	144	0.6	0.5	0	1
FDI (%)	234	14.9	14.7	2.7	95.02	FDI (%)	144	7.2	5.8	0.8	27.5
BIP/Kopf (USD)	234	2602.1	1778.2	668.4	15247.1	BIP/Kopf (USD)	144	9641.1	3208.7	4421.7	21162.8
Einwohnerzahl (Tsd.)	234	1739.7	893.1	378.4	4720.9	Einwohnerzahl (Tsd.)	144	2392.2	1210.7	1008.5	5301.8
Handelsoffenheit	234	0.6	0.4	0.0002	2.04	Handelsoffenheit	144	0.3	0.2	0.04	0.7
Inflation (%)	234	10.8	6.4	-1.6	25.6	Inflation (%)	144	3.1	1.1	0.6	4.9
Humankapital (%)	234	0.9	0.7	0.3	5.1	Humankapital (%)	144	1.1	0.2	0.7	1.7
Kriminalität	234	922.2	311.5	365.4	1912.6	Kriminalität	144	3115.1	663.7	1733.4	5040.3

Anmerkung: die räumlich gewichteten Variablen W(Wachstum) und W(FDI) werden anhand der Distanzmatrix generiert (die Luftliniendistanzen zwischen den Landeshauptstädten).

Anhang 4: Literaturübersicht nach den Studien zur räumlichen Analyse

Author(s) (year)	Period	Country	Model/Method	Spatial Weight Matrix	Dependent variable	Focus
Bosker (2007)	1977-2002	208 European regions, NUTS-2	SAR model, MLE, OLS, FE	Distance between the regional centers	GDP per capita	Effect of agglomeration on growth
Carrington (2003)	1989-1998	110 regions of EU, NUTS-2 & NUTS-3	SAR model, OLS, MLE	Contiguity matrix	Income per capita growth rate	Regional convergence, neighborhoods Spillover Effects
Ivanova (2014)	1996-2012	Russian regions	OLS, FE, GS2SLS	Contiguity matrix, Moscow-modified neighbors matrix, inverse distance matrix between regional centers	Real GDP per capita	Regional convergence of income
Le Gallo & Ertur (2003)	1980-1995	138 European regions	ESDA approach	k-nearest neighbors matrices	GDP per capita	Space-time dynamics of growth
Lolos (2009)	1990-2005	13 regions of Greece	SAR model, 2SLS	Geographical distance between regions	Income per capita growth rate	Effect of EU structural funds on regional growth
Mohl & Hagen (2010)	1995-2005	126 regions of EU, NUTS-1 & NUTS-2	SAR model, MLE	k-nearest neighbors computed from distance between the centroids of the NUTS regions	Real GDP per capita	Economic growth effects of EU structural funds
Olejnik (2008)	2004	228 regions of EU, NUTS-2	Spatially dynamic model, SADL, SEC; MLE, 2SLS	Contiguity matrix	GDP per capita	Regional convergence
Ramajo et al. (2008)	1981-1996	163 regions of EU, NUTS-2	ESDA approach, SAR model, MLE	Circle distance between centroids of region i and j , inverse distance, contiguity matrices, k-nearest neighbors matrices	GDP per capita growth rate	Spatial heterogeneity and interregional spillovers