

Analyse der Lohnentwicklung von gering Qualifizierten in Grenzregionen

**Eine empirische Untersuchung mit Daten der
IAB-Beschäftigtenstichproben unter Verwendung von BeH-Daten**

Michael MORITZ, IAB-Graduiertenprogramm*
Roman LUTZ, IAB-Graduiertenprogramm†
Lena KOLLER, Universität Erlangen-Nürnberg‡

**IAB-Graduiertenprogramm /Universität Erlangen-Nürnberg
November 2006**

vorläufige Version – bitte nicht ohne vorherige Zustimmung zitieren

* E-mail: michael.moritz@iab.de, phone: +49 (0) 911/ 179-2133, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Regensburger Straße 104, D-90478 Nürnberg

† E-mail: roman.lutz@iab.de, phone: +49 (0) 911/ 179-5950, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Regensburger Straße 104, D-90478 Nürnberg

‡ E-mail: lena.koller@wiso.uni-erlangen.de, phone : +49 (0) 911/ 5302-140, Universität Erlangen-Nürnberg, Lehrstuhl für Arbeitsmarkt- und Regionalpolitik, Lange Gasse 20, D-90403 Nürnberg

Abstract

Die Öffnung einer Grenze bzw. die Abschaffung von Handelshemmnissen zwischen zwei Staaten reduziert die grenzüberschreitenden Transaktionskosten und erleichtert die Faktormobilität, so dass es zu einer Reallokation von wirtschaftlichen Aktivitäten nicht nur zwischen den Ländern, sondern auch innerhalb der Länder kommt. Diese Schlussfolgerung aus den theoretischen Modellen der Standorttheorie, der Außenhandelstheorie und der New Economic Geography bedeutet für Grenzregionen, dass im Zuge der Integration von Wirtschaftsräumen in grenznahen Gebieten die unterstellten Effekte im Vergleich zum Rest des Landes überdurchschnittlich stark zu Tage treten. In Deutschland wird wie in anderen Ländern der westlichen Welt übereinstimmend eine steigende Nachfrage nach höher qualifizierter Arbeit verzeichnet. Für die Lohnentwicklung in grenznahen Regionen impliziert dies, dass dort höher Qualifizierte die Gewinner der Marktöffnung sein sollten und umgekehrt gering Qualifizierte unter dem zunehmenden Handel besonders leiden.

Die Entwicklung des Lohndifferenzials für Arbeitnehmer in Ostbayern im Vergleich zum übrigen Deutschland wird mittels Regressionsanalysen untersucht. Zusätzlich wird ein Matching-Ansatz angewendet, um spezifische Schwächen der Regressionsanalyse auszugleichen. Abschließend werden auf Basis gematchter Daten abermals Regressionsanalysen durchgeführt.

Um die Konsistenz der Schätzergebnisse zu überprüfen, werden neben den unterschiedlichen Methoden drei Varianten der Beschäftigtenstichprobe (faktisch anonymisiertes Scientific Use File (SUF), schwach anonymisierte Version, schwach anonymisierte Version kombiniert mit einem Auszug aus der Beschäftigten-Historik für Grenzlandbewohner) analysiert.

Keywords: Regionale Arbeitsmärkte, Grenzregion, Außenhandel, Lohnstruktur

JEL-classification: J31, R23, F16

1 Einleitung

Die westeuropäischen Arbeitsmärkte sind durch die Globalisierung einem verstärkten Kostendruck ausgesetzt. Eine besondere Situation ergibt sich an den unmittelbaren Grenzen von alten EU-Mitgliedsstaaten zu den 2004 beigetretenen Staaten. Von der Ostsee bis zur Adria ist eine beträchtliche Anzahl von EU-Bürgern davon betroffen, was innerhalb der Europäischen Gemeinschaft zu verstärkter Aufmerksamkeit und zu zahlreichen politischen und wirtschaftlichen Interessengemeinschaften geführt hat.¹

Mittel- und langfristig wird erwartet, dass die Grenzregionen aufgrund der wachsenden Handelsmöglichkeiten profitieren. Gegenwärtige Anpassungsprobleme speziell auf dem Arbeitsmarkt sind aber unübersehbar. Oft wurden die Regionen aufgrund ihrer Grenzlage von der Politik vernachlässigt und waren als Standorte für Unternehmen unattraktiv.

Zwar ist die vollständige Arbeitnehmer- und Dienstleistungsfreiheit durch einige Übergangsfristen längstens bis 2011 noch eingeschränkt, dennoch ist dieser Wirtschaftsraum von erheblichen Veränderungstendenzen geprägt. Vor allem in Branchen, die sich durch den globalen Wettbewerb ohnehin schon in einer kritischen Lage befinden, ist die angespannte Arbeitsmarktsituation außerordentlich spürbar.

In diesem Paper sollen Aspekte der besonderen ökonomischen Situation auf dem im Wandel befindlichen grenzüberschreitenden bayerisch-tschechischen Arbeitsmarkt beleuchtet werden. Die Situation im geschilderten Raum bietet im Rahmen der Erforschung grenzüberschreitender Arbeitsmärkte aufgrund der unerwarteten Grenzöffnung 1989 die Konstellation eines natürlichen Experiments. Vergleichbare Räume bieten sämtliche Regionen entlang der angesprochenen Grenzen der alten und neuen EU-Staaten², die Entwicklung an der Grenze der USA mit Mexiko sowie von Hong Kong mit dem übrigen China. Auch der wirtschaftliche Einigungsprozess an der ehemaligen innerdeutschen Grenze stellt einen ähnlichen, wenn auch differenzierten Forschungsgegenstand dar. Da sich die Entwicklung der ostdeutschen Regionen an den Grenzen zu Polen und der Tschechischen Republik fundamental von der Situation

¹ Erwähnt seien hier die Berichte der EU-Kommission European Commission (2001) und European Commission (2002), außerdem die Arbeitsgemeinschaft der Wirtschaftskammern entlang der Grenzen zu den mittel- und osteuropäischen EU-Beitrittsländern (ARGE28), die SPIRIT-Initiative der Gewerkschaften, das Ertüchtigungsprogramm Ostbayern der bayerischen Staatsregierung und die Arbeitsgemeinschaft Europäischer Grenzregionen (AGEG).

² Im Einzelnen sind dies die Grenzen Deutschlands zu Polen und Tschechien, die Grenzen Österreichs zu Tschechien, der Slowakei, Ungarn und Slowenien sowie die Grenze Italiens zu Slowenien.

in Westdeutschland unterscheidet, schränken wir das deutsche Untersuchungsgebiet auf die Grenzregionen Bayerns zur Tschechischen Republik ein.

Vor diesem Hintergrund ergibt sich die Frage, wie sich der Fall des Eisernen Vorhangs 1989 auf die Lohnentwicklung in den grenznahen Arbeitsmärkten ausgewirkt hat und welche Schlüsse aus den Ergebnissen für die Regionalpolitik zu ziehen sind.

Das Paper ist wie folgt aufgebaut: Kapitel 2 erläutert die theoretischen Ansätze zur Erforschung von Arbeitsmarkteffekten in Grenzregionen. Kapitel 3 gibt einen Überblick über die zugrunde liegenden Daten. In Kapitel 4 werden die in diesem Paper verwendeten Methoden vorgestellt. Kapitel 5 befasst sich mit den ökonometrischen Schätzergebnissen. Kapitel 6 fasst die erzielten Ergebnisse und deren Implikationen zusammen.

2 Theoretische Fundierung von Integrationseffekten im Grenzraum

Für die theoretische Begründung von Effekten einer Grenzöffnung auf den Arbeitsmarkt in der grenznahen Region existiert kein eigenständiges Theoriefeld. Jedoch lassen sich aus Modellen der traditionellen Standorttheorie, der Außenhandelstheorie und der New Economic Geography für Grenzregionen empirisch überprüfbare Hypothesen ableiten (wie im Modell von Feenstra/Hanson 1996) bzw. wie im Modell von Brülhart et al. (2004) Erweiterungen mit explizitem Bezug zu grenznahen Regionen konstruieren.

In den 80er und 90er Jahren erhöhte sich die Lohnungleichheit merklich in einigen Ländern (bspw. in den USA oder Großbritannien). In Deutschland ist dagegen die Lohnungleichheit nur mäßig gewachsen (u.a. Fitzenberger 1999). Vielmehr ist ein überdurchschnittlicher Anstieg der Arbeitslosenquoten von gering Qualifizierten zu verzeichnen. Dieser Sachverhalt wird mit den in Deutschland (bzw. Kontinentaleuropa) stärker vorhandenen Lohnrigiditäten begründet. Über die Ursache für den unstrittigen Nachfrageanstieg nach besser qualifizierten Arbeitskräften bestehen im Wesentlichen zwei Erklärungshypothesen. Ein Ansatz führt über die Außenhandelstheorie. Im Zuge der Globalisierung und dem zunehmenden internationalen Handel werden Güter in verstärktem Maße aus Billiglohnländern importiert. Dabei wird gemäß den Theoremen von Heckscher-Ohlin und Stolper-Samuelson unterstellt, dass es sich bei den importierten Produkten und Dienstleistungen v.a. um Güter handelt, die nur eine geringe Qualifizierung der Arbeitnehmer erfordern. Entwicklungs- und Transformationsländer haben

darin einen komparativen Vorteil und die relative Nachfrage nach gering qualifizierten Arbeitnehmern steigt in diesen Ländern, während sie in industrialisierten Ländern sinkt (u.a. Wood 1994, Borjas/Ramey 1995, Leamer 1996).

Die andere Möglichkeit, die verstärkte Suche nach gut ausgebildeten Arbeitskräften zu begründen, ist die Hypothese, der zufolge der technische Fortschritt und damit der Einsatz moderner Technologien und Produktionsmethoden höher qualifizierte Arbeitnehmer erfordern ("skill-biased technological change", u.a. Bound/Johnson 1992, Lawrence/Slaughter 1993, Berman et al. 1994). Außenhandelseffekte werden in diesem Erklärungsansatz als Triebfeder der qualifikatorischen Lohnspreizung abgelehnt, da zum einen der Nachfrageanstieg nach besser ausgebildeten Arbeitskräften *innerhalb* der Wirtschaftszweige stattgefunden hat und bedeutende Beschäftigungsverlagerungen *zwischen* den Wirtschaftszweigen, wie vom Heckscher-Ohlin-Modell impliziert werden, nicht zu verzeichnen sind (Berman et al. 1994). Weiterhin setzt der relative Lohnanstieg für qualifiziertere Arbeitnehmer gemäß dem Stolper-Samuelson-Theorem einen relativen Preisanstieg für qualifikationsintensive Güter voraus. Dieser wird zwar für die 1970er Jahre nachgewiesen, weswegen Leamer (1996: 31) dieses Jahrzehnt als "Stolper-Samuelson decade" bezeichnete. In den 1980er Jahren treten diese Preistendenzen aber nicht auf (Lawrence/Slaughter 1993). Überdies wurden für Entwicklungs- und Transformationsländer, in denen gemäß der traditionellen Handelstheorie die gering Qualifizierten relativ gewinnen sollten, steigende Lohndifferenziale zwischen hoch und gering Qualifizierten nachgewiesen, so z.B. in Polen (Skuratowicz 2005) und in Mexiko (Feenstra/Hanson 1997).

Deutschland gehört im europäischen Vergleich zu den Ländern mit den höchsten Erwerbslosenquoten bei gering Qualifizierten. Nur in der Slowakei, in Polen und in Tschechien lag die Erwerbslosenquote für diesen Personenkreis noch höher (Statistisches Bundesamt 2006). Dies widerspricht zumindest implizit den Vorhersagen der traditionellen Außenhandelstheorie, wonach gerade in diesen Ländern nach dem Abbau der Handelshemmnisse mit Westeuropa die niedrig qualifizierten Arbeitskräfte profitieren sollten.

Feenstra/Hanson (1996, 1997) entwickelten ein Modell, in dem dem internationalen Handel zumindest ein erheblicher Anteil an steigenden Lohndifferenzialen zugeschrieben wird. Im Gegensatz zum Modell von Heckscher-Ohlin gehen Feenstra und Hanson von unterschiedlichen Faktorintensitäten nicht *zwischen* verschiedenen Sektoren, sondern bei der Herstellung

von Zwischenprodukten *innerhalb* der Sektoren aus. Diese Zwischenprodukte werden international gehandelt und zu einem Endprodukt zusammengefügt. Bei Einbeziehung von Kapitalmobilität (Foreign Direct Investment, Outsourcing) kann der Anstieg der Nachfrage nach höher qualifizierter Arbeit innerhalb eines Sektors erklärt werden. Der Preisrückgang für importierte Zwischenprodukte hat dieselben Effekte wie “skill-biased technological change“ und die relative Stärke der Effekte muss empirisch geschätzt werden.

Für die relative Nachfrage nach Arbeit impliziert das Modell von Feenstra/Hanson folgende Konsequenzen: Die Produktionsaktivitäten, die vom Inland ins Ausland ausgelagert wurden, nutzen qualifizierte Arbeit weniger intensiv als die Aktivitäten, die weiterhin im Inland getätigt werden. Also sinkt im Inland die relative Nachfrage nach unqualifizierter Arbeit, die relative Nachfrage nach qualifizierter Arbeit steigt. Im Ausland nutzen die neu hinzu gewonnenen Tätigkeiten relativ mehr qualifizierte Arbeit als die bisherigen Aktivitäten. Folglich steigt die Nachfrage nach qualifizierter Arbeit auch im Ausland. Im Unterschied zum Heckscher-Ohlin-Modell steigen in beiden Ländern die relativen Löhne für qualifizierte Arbeit.

Die Schlussfolgerung aus dem theoretischen Modell für Grenzregionen lautet, dass die unterstellten Effekte im Zuge der Integration von Wirtschaftsräumen in grenznahen Gebieten besonders zu Tage treten, d.h. eine im Vergleich zum Rest des Landes überdurchschnittlich steigende Nachfrage nach höher qualifizierter Arbeit. Für die Lohnentwicklung in grenznahen Regionen impliziert dies, dass dort höher Qualifizierte die Gewinner der Marktöffnung sein sollten und umgekehrt gering Qualifizierte die Verlierer. Die Hypothese für unsere Lohnschätzungen lautet also, dass sich gering qualifizierte Arbeitnehmer in Ostbayern gegenüber den Beschäftigten im restlichen westdeutschen Bundesgebiet verschlechtert haben.

3 Datenbasis und Definitionen

Für unsere Analyse verwenden wir die Mikrodaten der Beschäftigtenstichprobe (IABS) des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), die für den Zeitraum von 1975 bis 2001 verfügbar sind und in denen regional differenzierte Informationen über die Erwerbs- und Leistungsempfangsverläufe von zwei Prozent aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten vorliegen. Aufgrund der unzureichend aufbereiteten und in der Forschung wenig untersuchten Jahre 1975-1979 beginnen wir unsere Analyse ab 1980. Zentraler Untersuchungsgegenstand sind die Daten für die Arbeitnehmer in der Grenzregion Ostbayern. Unsere Definition der

Grenzregion ist gemäß der Anwerbestoppausnahmereverordnung (ASAV)³ festgelegt und umfasst die östlichen Teilgebiete der bayerischen Regierungsbezirke Oberfranken, Oberpfalz und Niederbayern einschließlich der Zentren und Universitätsstädte Bayreuth, Regensburg und Passau sowie der Fachhochschulstandorte Hof, Weiden, Amberg und Deggendorf (15 Landkreise und 7 kreisfreie Städte, s. [Karte A1](#) im Anhang). Als Referenz- bzw. Kontrollgruppe fungieren die Daten für die Personen in den übrigen Kreisen Westdeutschlands (ohne Berlin), da ein Einbezug der ab 1992 zur Verfügung stehenden Daten für die ostdeutschen Bundesländer zu verzerrten Ergebnissen führen würde.

Um bei einer Aufspaltung des Datensatzes in Qualifikationsgruppen – in unserer Analyse sind nur die gering Qualifizierten relevant – eine für die Grenzregion zu geringe Zellbesetzung zu vermeiden, wird in einer Variante bei der Lohnregression ein Auszug aus der Beschäftigtenhistorik (BeH) einbezogen, der die Beobachtungen aller sozialversicherungspflichtigen Arbeitnehmer (also 100% statt 2%) in der Grenzregion beinhaltet. Somit stehen pro Jahr ca. 500.000 Beobachtungen für Grenzregion und ca. 300.000 Beobachtungen für die restlichen Kreise Westdeutschlands zur Verfügung. Wir beschränken uns in der Untersuchung auf sozialversicherungspflichtig Beschäftigte, d.h. geringfügig Beschäftigte sind ausgeschlossen. Nicht berücksichtigt sind außerdem Auszubildende und Teilzeitbeschäftigte. Die vorliegende Untersuchung beschränkt sich auf gering qualifizierte vollzeitbeschäftigte Männer. Für dieses Arbeitnehmersegment ist davon auszugehen, dass deren Löhne nur selten die Einkommensbemessungsgrenze übersteigen und somit nur wenige Zensierungen in der abhängigen Variable bestehen. Die Gruppe der gering qualifizierten Beschäftigten umfasst in unserer Version Arbeitnehmer, die weder eine Berufsausbildung noch ein Hochschulstudium abgeschlossen haben, also u.a. auch Abiturienten, die diese Merkmale aufweisen.

Um siedlungsstrukturelle Informationen zu berücksichtigen, greifen wir auf die Gebietsgliederung des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung (BBR) zurück. Die Grobgliederung dieser Gebietstypisierung fußt dabei auf einer Dreiteilung in Regionen mit großen Verdichtungsräumen (Regionsgrundtyp 1, Kreistyp 1-4), Regionen mit Verdichtungsansätzen (Regionsgrundtyp 2, Kreistyp 5-7) und ländlich geprägte Regionen (Regionsgrundtyp 3, Kreistyp 8-9) (s. [Tabelle A1](#) im Anhang).

³ Im Gegensatz zur Definition in der ASAV, § 6 Abs. 1 sind in unserer Analyse die Stadt und der Landkreis Regensburg ein Teil der Grenzregion.

4 Methodisches Vorgehen

Ziel der Untersuchung ist es herauszufinden, ob es einen Effekt der Grenzöffnung auf die Lohnunterschiede zwischen im Grenzland beschäftigten, gering qualifizierten Männern und im Nichtgrenzland beschäftigten, gering qualifizierten Männern gibt. Hierfür stehen grundsätzlich unterschiedliche Methoden zur Verfügung. So kann die Entwicklung der jährlichen relativen Lohndifferenziale der Arbeitnehmer in Ostbayern im Vergleich zu den Beschäftigten im restlichen westdeutschen Bundesgebiet mittels Regressionsanalysen geschätzt werden. Um der Zensierung der Daten Rechnung zu tragen sollte ein Tobit-Modell zum Einsatz kommen, welches die jährlich variierenden Zensierungsgrenzen für die Einkommenswerte in der Beschäftigtenstichprobe sowohl am unteren als auch am oberen Rand berücksichtigt.⁴ Für die Gruppe der vollzeitbeschäftigten gering qualifizierten Männer schätzen wir in jedem Jahr folgende Lohngleichung, wobei zunächst das faktisch anonymisierte Scientific Use Regionalfile, dann die schwach anonymisierte Version (Originalstichprobe) und schließlich die um einen Auszug aus der Beschäftigten-Historik (BeH) ergänzte schwach anonymisierte Version als Datensatz zugrunde gelegt wird:

$$\ln WAGE_i = \alpha + \gamma_1 EXPER_i + \gamma_2 EXPER_i^2 + \sum_{j=1}^{J=3} \delta_j DKT_{ji} + \sum_{k=1}^{K=27} \lambda_k DWZWG_{ki} + \tau BORREG_i + \varepsilon_i$$

Mit $\ln WAGE_i$ wird der logarithmierte Tageslohn von Individuum i bezeichnet. Exogen sind die konventionellen Variablen einer Mincer-Lohngleichung: die Berufserfahrung ($EXPER$) sowie die quadrierte Berufserfahrung ($EXPER^2$).⁵ Zusätzlich kontrollieren wir mit Dummy-Variablen für die regionalen Kreistypen (DKT) und 16 (Scientific Use File) bzw. 28 Wirtschaftszweige ($DWZWG$). Da in der Grenzregion keine großen Verdichtungsräume vertreten sind, schließen wir die Kreistypen 1-4 und 6 gänzlich aus der Analyse aus. Um zu vermeiden, dass Berufsanfänger die Referenzgruppe bilden, werden nur Arbeitnehmer mit mindestens fünf Jahren Berufserfahrung in die Schätzung aufgenommen. Der Koeffizient für die Dummy-Variable $BORREG$ (τ) schätzt das Lohndifferenzial (in %) der Beschäftigten in der Grenzregion im Vergleich mit dem Niveau auf aggregierter Ebene. Gemäß obiger Hypothese ist für die Jahre nach der Grenzöffnung ein sinkender Wert für τ zu erwarten.⁶

⁴ Die obere Grenze entspricht der Einkommensbemessungsgrenze für Sozialversicherungsbeiträge in Deutschland.

⁵ Die Variable $EXPER$ wird in [Tabelle A2](#) im Anhang näher erklärt.

⁶ Außerdem wurden Schätzungen mit folgenden zusätzlichen exogenen Variablen durchgeführt: Betriebsgröße, Anteil gering Qualifizierter im Betrieb, Nationalität sowie Stellung im Beruf. Die entsprechenden Schätzergebnisse ändern sich dadurch qualitativ jedoch kaum, weshalb an dieser Stelle nicht näher darauf eingegangen wird.

Nachteil der Regressionsanalyse ist die Annahme eines bestimmten funktionalen Zusammenhangs zwischen exogenen Variablen und endogener Variable. Außerdem besteht die Gefahr, dass die Wertebereiche der einbezogenen Variablen zwischen Beschäftigten im Grenzland und im Nichtgrenzland stark voneinander abweichen. Dies ist der Fall, wenn die Grenzlandbeschäftigten eine ganz spezielle Subgruppe aller Erwerbstätigen darstellen. Ursächlich hierfür könnte z. B. eine geringere infrastrukturelle Ausstattung im Grenzland sein. Die Untersuchung ökonomischer Zusammenhänge anhand von Dummy-Variablen birgt den zusätzlichen Nachteil, dass lediglich Niveauunterschiede erfasst werden können. Ansonsten müssten Interaktionsterme mit den verschiedenen Kovariaten in die Schätzgleichung mit aufgenommen werden. Dies jedoch erschwert bei hinreichend vielen erklärenden Variablen die Interpretation der Schätzergebnisse erheblich. All diese Nachteile können unter Verwendung eines Matching-Ansatzes (Rosenbaum/Rubin 1983) umgangen werden, weshalb in dieser Arbeit darauf zurückgegriffen wird. Dazu wird der Gruppe der Grenzlandbeschäftigten eine Kontrollgruppe aus Nichtgrenzlandbeschäftigten gegenübergestellt, die in Bezug auf relevante Variablen möglichst große Ähnlichkeit zu den Grenzlandbeschäftigten aufweist. Hierbei wird angenommen, dass alle Einflussfaktoren in die Analyse aufgenommen werden und somit die Lohnunterschiede zwischen Grenzlandbeschäftigten und Nichtgrenzlandbeschäftigten allein auf die Region zurückzuführen sind. Diese Annahme ist jedoch insofern problematisch, als kein echter Zuweisungsmechanismus identifiziert werden kann, wonach Personen im Grenzland oder im Nichtgrenzland beschäftigt sind. Das Treatment „Beschäftigung im Grenzland“ ist nicht manipulierbar, da ausschließlich Personen in die Analyse eingehen, die bereits im Grenzland beschäftigt sind bzw. die ihren Arbeitsort in einer anderen Region haben. Somit sind keine kausalen Aussagen möglich. Bedingung für die Anwendung des Matching-Ansatzes ist, dass - bedingt auf die zur Kontrollgruppenbildung herangezogenen Variablen - kein unbeobachteter Einflussfaktor existiert. Davon kann in der vorliegenden Arbeit jedoch nicht unbedingt ausgegangen werden. So ist denkbar, dass beispielsweise die Betriebszugehörigkeitsdauer oder das qualitative Bildungsniveau von dem Umstand determiniert werden, ob eine Person im Grenzland beschäftigt ist oder nicht. Daher kann das „Treatment“ nicht eindeutig bestimmt werden, da an das Attribut „Grenzlandbeschäftigter“ weitere Eigenschaften geknüpft sind. Als Folge davon können wiederum keine kausalen Zusammenhänge abgebildet werden. Veränderungen in den Lohnunterschieden im Zuge der Grenzöffnung lassen sich jedoch dennoch betrachten. Folglich kann die hier vorliegende Analyse lediglich als Komplement zu der weiter oben beschriebenen empirischen Analyse betrachtet werden. Lediglich vor diesem Hintergrund ist es vertretbar, neben einfachen Mittelwertvergleichen zwischen

Treatment- und Kontrollgruppe, zusätzlich Regressionsanalysen mit den gematchten Daten durchzuführen (Ho et al. 2005).

Der zugrunde liegende Datensatz ist die schwach anonymisierte Version der Beschäftigtenstichprobe. Als Matching-Verfahren wird das “propensity score Matching“ verwendet. Hierbei wird die Wahrscheinlichkeit für die Beschäftigung im Grenzland mittels Probitschätzung berechnet. Die dazu verwendeten Variablen umfassen das Alter des Beschäftigten, eine Dummy-Variable für deutsche Nationalität sowie Dummy-Variablen für die Stellung im Beruf und die Kreistypen. Die Zwillinge werden nach der “nearest neighbour“ Methode mit Zurücklegen bestimmt. Zunächst wird für die Jahre 1980 bis 2001 der “average treatment effect on the treated” (att), der “average treatment effect” (ate) und der “average treatment effect on the untreated” (atu) geschätzt. In weiteren Varianten werden Regressionsanalysen mit den gematchten Daten für die einzelnen Jahre durchgeführt. Analog zu obiger Vorgehensweise wird hierbei zunächst ein Tobit-Ansatz mit variablen Zensierungsgrenzen gewählt, wobei der logarithmierte Tageslohn als endogene Variable festgelegt und der Einfluss von Grenzlandbeschäftigung durch eine entsprechende Dummy-Variable erfasst wird. Letztlich wird der Koeffizient dieser Grenzlandvariable über die Zeit hinweg betrachtet. Dies kann Hinweise auf einen Strukturbruch seit der Grenzöffnung liefern. Abschließend wird ein etwaiger Effekt der Grenzöffnung auf das Lohndifferenzial gering qualifizierter Männer mittels eines “difference in differences“ Ansatzes analysiert, wobei wiederum gematchte Daten zugrunde gelegt werden. Hierdurch wird zusätzlich zur beobachteten Heterogenität, für die das Matching kontrolliert, zeitkonstante unbeobachtete Heterogenität berücksichtigt. Mit Daten aus den Jahren 1985 und 1995 wird folgende Lohngleichung geschätzt:

$$\ln WAGE_i = \alpha + \gamma_1 EXPER_i + \gamma_2 EXPER_i^2 + \sum_{j=1}^{J=3} \delta_j DKT_{ji} + \sum_{k=1}^{K=27} \lambda_k DWZWG_{ki} + \tau BORREG_i + \upsilon YEAR1995_i + \omega (BORREG_i \times YEAR1995_i) + \varepsilon_i$$

Zusätzlich zu den bereits oben beschriebenen Variablen geht eine Dummy-Variable (*YEAR1995*) in die Schätzung ein, die den Wert eins annimmt, wenn die Beobachtung in das Jahr 1995 fällt und den Wert null annimmt, wenn die Beobachtung dem Jahr 1985 zugeordnet wird. Außerdem wird ein Interaktionsterm (*BORREG*YEAR1995*) in die Schätzung aufgenommen, dessen Koeffizient (ω) die Abweichung des zeitlichen Lohntrends in der Grenzregion aufgrund der Grenzöffnung misst. Annahmegemäß wird hierbei unterstellt, dass

mit Ausnahme der Grenzöffnung keine anderen den Lohn beeinflussenden Ereignisse stattgefunden haben.

5 Schätzergebnisse für Lohndifferenziale im Grenzraum

Die Schätzung mit den Daten des Scientific Use Regionalfile liefert die folgenden Ergebnisse (Abbildung 1). Die Werte für den Koeffizienten τ der Variable BORREG sind ergänzt durch ein oberes und unteres 95%-Konfidenzband. Außerdem regressieren wir die geschätzten Werte für τ auf *TREND* und *TRENDOPENB*, so dass wir die Entwicklung vor und nach der Öffnung der Grenze unterscheiden können. Dabei ist *TREND*=1,...,22 für $1 \leq t \leq 22$ sowie *TRENDOPENB*=0 für $t \leq 10$ (bis 1989) und *TRENDOPENB*=1,...,12 für $11 \leq t \leq 22$ (ab 1990).

In den 80er Jahren ist nur eine leichte Verringerung des Lohnabstands erkennbar. Anfang der 90er Jahre jedoch ist ein Aufholprozess der gering Qualifizierten im Grenzland zu beobachten, bei Lohndifferenzialen von unter 3%. Gegen Ende der 90er Jahre sinken die Werte wieder auf das ursprüngliche Niveau.

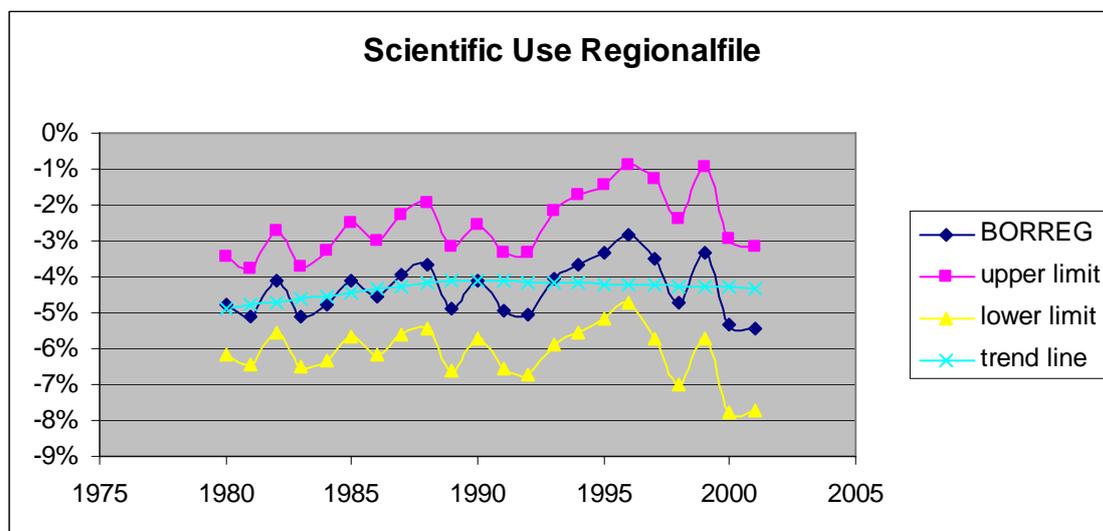


Abbildung 1: Schätzung des Lohndifferenzials in der Grenzregion (BORREG) mit dem Scientific Use Regionalfile der Beschäftigtenstichprobe (in %, 1980-2001)

In der Schätzung mit den Daten der schwach anonymisierten Version wird eine abweichende Klassifikation der Wirtschaftszweige verwendet (28 Wirtschaftszweige). In Abbildung 2 sind die Ergebnisse für den Koeffizienten der Variable BORREG zusammengefasst. Die tendenzielle Verringerung des Lohndifferenzials ist in diesem Fall etwas deutlicher als in der vorangegangenen Schätzung. In den 90er Jahren gewinnen die Beschäftigten in der Grenzregion

wiederum bis zur Mitte des Jahrzehnts, danach verlieren sie, was den Ergebnissen mit den Daten der stärker anonymisierten Stichprobe entspricht.

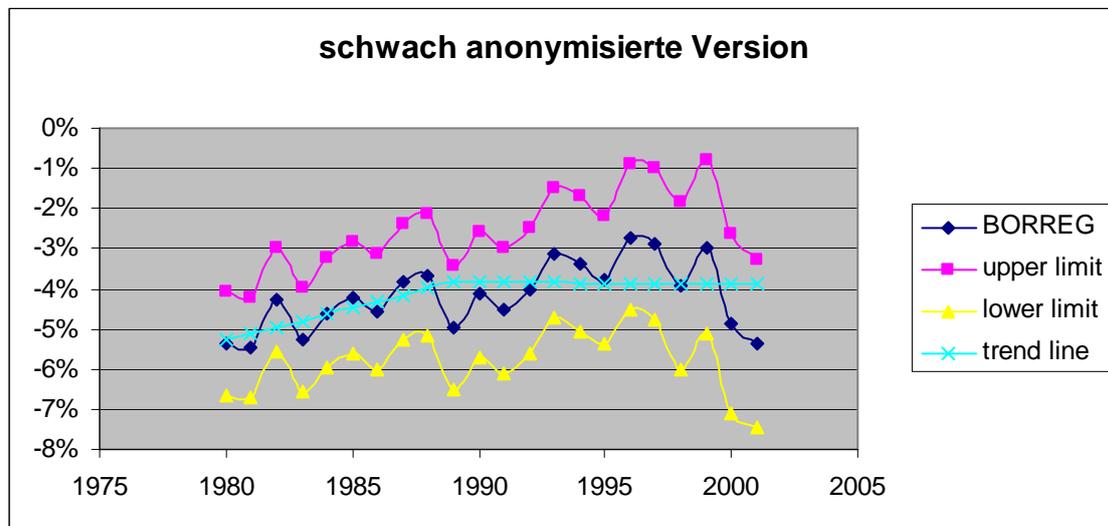


Abbildung 2: Schätzung des Lohndifferenzials in der Grenzregion (BORREG) mit der schwach anonymisierten Version der Beschäftigtenstichprobe (in %, 1980-2001)

In einer weiteren Schätzversion werden für die Kreise der Grenzregion 100% (statt 2%) aller sozialversicherungspflichtigen Arbeitnehmer einbezogen. Um eine Verzerrung der Schätzergebnisse zu vermeiden, werden die Beobachtungen entsprechend ihrer Repräsentativität gewichtet. Abbildung 3 zeigt deutlich das Absinken des Lohnabstandes von Anfang bis Mitte der 90er Jahre.

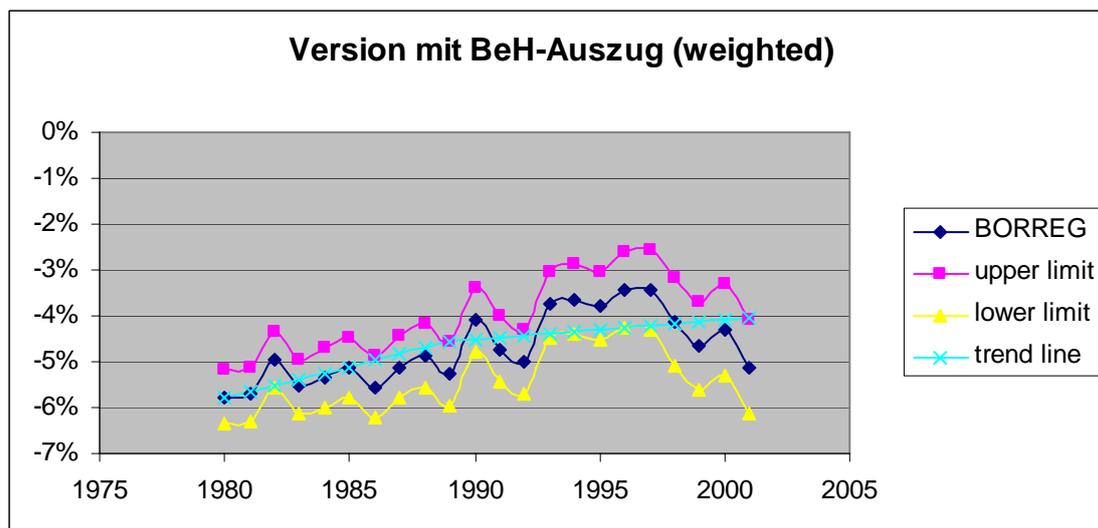


Abbildung 3: Schätzung des Lohndifferenzials in der Grenzregion (BORREG) mit der schwach anonymisierten Version der Beschäftigtenstichprobe inkl. eines Auszugs aus der Beschäftigtenhistorik (BeH) für die Grenzlandkreise (in %, 1980-2001)

Letztlich unterscheiden sich die Verläufe der Lohndifferenziale zwischen den verschiedenen Datensätzen kaum, was für die Robustheit der Schätzergebnisse spricht.

Bei Verwendung des Matching-Ansatzes wird der “average treatment effect on the treated” (att), der “average treatment effect” (ate) und der “average treatment effect on the untreated” (atu) geschätzt (Abbildung 4). Diese Effekte geben absolute Lohndifferenziale (in Euro) zwischen einer Beschäftigung im Grenzland und einer Beschäftigung im Nichtgrenzland für die jeweilige Beobachtungsgruppe an, wobei jeweils nur ein Zustand beobachtet werden kann. Den Ergebnissen zufolge verlieren die Beschäftigten in der Grenzregion in den 80er Jahren, während sich in den 90er Jahren der Lohnabstand zu den nicht im Grenzland Beschäftigten verringert.

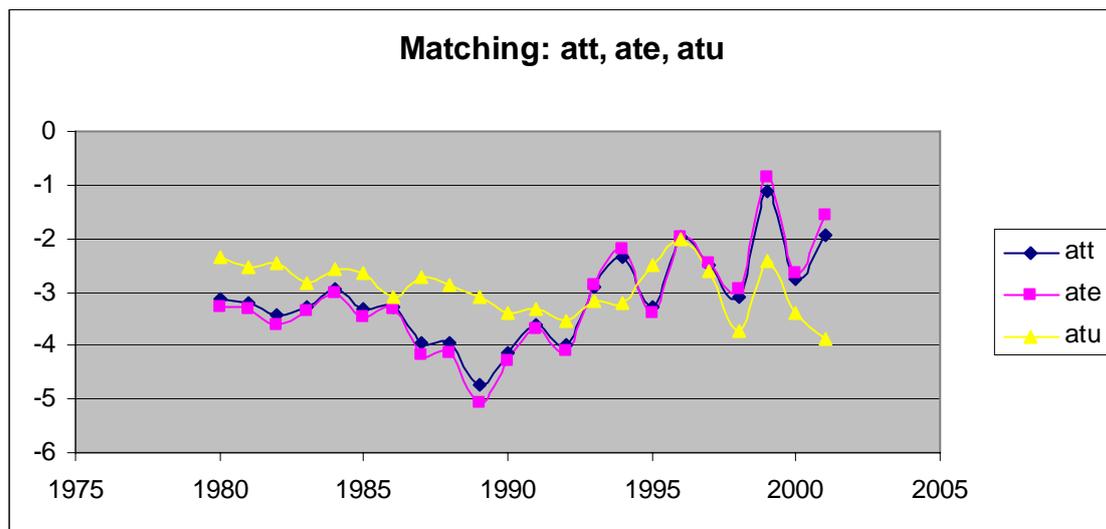


Abbildung 4: Schätzung von average treatment effect on the treated (att), average treatment effect (ate) und average treatment effect on the untreated (atu) bei Treatment: Beschäftigung in der Grenzregion mit der schwach anonymisierten Version der Beschäftigtenstichprobe (1980-2001)

In einem weiteren Ansatz wird nach einem Matchingprozess eine Regressionsanalyse durchgeführt. Hierbei werden lediglich jene Beobachtungen berücksichtigt, die “on support“ sind, d.h. deren propensity scores in jenem Bereich liegen, der sowohl von der Treatment-, als auch von der Kontrollgruppe abgedeckt wird. Im Vergleich zur obigen Regression mit den ungematchten Beobachtungen der Beschäftigtenstichprobe ergeben sich keine wesentlichen Unterschiede. Das Lohndifferenzial verringert sich tendenziell bis Mitte der 90er Jahre, steigt danach jedoch wieder an (Abbildung 5).

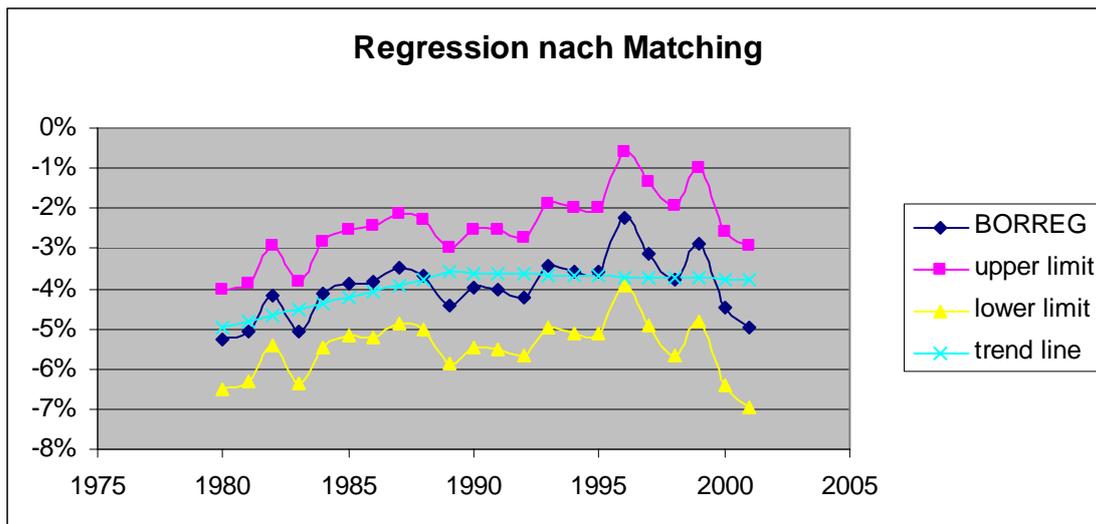


Abbildung 5: Matching und Schätzung des Lohndifferenzials in der Grenzregion (BORREG) mit der schwach anonymisierten Version der Beschäftigtenstichprobe (in %, 1980-2001)

Abschließend wird eine Schätzung mit dem “difference-in-differences“-Ansatz vorgestellt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 dargestellt. Der Koeffizient des uns hier zentral interessierenden Interaktionsterms $BORREG*YEAR1995$ misst dabei die Abweichung des Lohnrends in der Grenzregion vom Lohnrend im übrigen westdeutschen Bundesgebiet und weist einen schwach positiven, nicht signifikanten Wert auf. Ein Ansteigen des Lohnabstands von gering qualifizierten Arbeitnehmern in Ostbayern kann auch in dieser Schätzvariante nicht bestätigt werden. Zusätzlich wurde auch für die Jahre 1986 und 1994 sowie 1984 und 1996 eine “difference-in-differences“-Schätzung durchgeführt. Die Schätzergebnisse weisen jedoch ebenfalls nicht auf einen Strukturbruch hin.

Tabelle 1: Schätzergebnisse des “difference in differences“-Ansatzes

Variable	Coef.	Std.Err.
EXPER	0.0205	0.0008
EXPERQ	-0.0324	0.0015
DKT5	0.0751	0.0068
DKT7	0.0152	0.0065
DKT8	0.0116	0.0061
DWZWG1	-0.1633	0.0157
DWZWG2	0.2066	0.0211
DWZWG3	0.2298	0.0248
DWZWG4	0.1550	0.0127
DWZWG5	0.0385	0.0114
DWZWG6	0.1279	0.0115
DWZWG7	0.0292	0.0134
DWZWG8	0.0926	0.0106
DWZWG9	0.1386	0.0104
DWZWG10	0.1921	0.0087
DWZWG11	0.0686	0.0097
DWZWG12	-0.0391	0.0316
DWZWG13	0.0007	0.0102
DWZWG14	0.0905	0.0138
DWZWG15	-0.0620	0.0126
DWZWG16	0.0237	0.0107
DWZWG17	0.0570	0.0082
DWZWG18	-0.0253	0.0095
DWZWG19	0.0602	0.0097
DWZWG20	0.2151	0.0208
DWZWG21	-0.4866	0.0163
DWZWG22	-0.1135	0.0190
DWZWG23	-0.1591	0.0139
DWZWG24	-0.0300	0.0252
DWZWG25	0.0726	0.0299
DWZWG26	-0.1091	0.0451
DWZWG27	-0.0135	0.0148
BORREG	-0.0435	0.0072
YEAR1995	0.3354	0.0040
BORREG_YEAR1995	0.0105	0.0098
Constant	4.2126	0.0118
Test statistics		
N	16425	
(thereof censored)	156	
Pseudo R ²	1.0628	
LR chi2(35)	9565.3	

endogene Variable: ln wage

Fett gedruckte Werte bezeichnen Signifikanz auf dem 5-Prozent-Niveau.

Quelle: Eigene Berechnungen

6 Fazit

Die Ergebnisse für die Lohndifferenziale gering qualifizierter, männlicher, ostbayerischer Arbeitnehmer bestätigen die theoretisch abgeleitete Hypothese nicht. Ein signifikanter Anstieg des Lohnunterschieds zu den restlichen westdeutschen Arbeitnehmern ist in keiner der Schätzvarianten erkennbar. Vielmehr deuten die Ergebnisse darauf hin, dass Anfang der 90er Jahre sogar ein Aufholprozess der gering qualifizierten Arbeitnehmer in der Grenzregion stattgefunden hat, wobei am Ende des Jahrzehnts der Lohnabstand wieder wächst. Die Grenzöffnung zur Tschechischen Republik scheint keine gravierenden Nachteile für diese Arbeitnehmergruppe nach sich gezogen zu haben. Potenziell könnten Lohnverluste, die auf die Grenzöffnung zurückgehen, auch durch andere, entgegen gesetzte Effekte wettgemacht worden sein. Unsere Analysen erheben keinen Anspruch auf Vollständigkeit. Weitere Schätzmodelle sollten angewendet werden, u.a. könnte mit imputierten Daten auch die Entwicklung von qualifizierten und hoch qualifizierten Beschäftigten untersucht werden.

Literatur

- Anwerbestoppausnahmereverordnung (ASAV), <http://bundesrecht.juris.de/asav/>, Zugriff am 04.05.2006.
- Berman, E., Bound, J., Griliches, Z. (1994): Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers, in: Quarterly Journal of Economics, 109(2), p. 367-397.
- Borjas, G., Ramey, V. (1995): Foreign Competition, Market Power and Wage Inequality, Quarterly Journal of Economics, 110(4), p. 1075-1110.
- Bound, J., Johnson, G. (1992): Changes in the Structure of Wages in the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations, American Economic Review, 82(3), p. 371-392.
- Brühlhart, M., Crozet, M., Koenig, P. (2004): Enlargement and the EU Periphery: The Impact of Changing Market Potential, HWWA Discussion Paper 270.
- European Commission (2002): On the Impact of Enlargement on Regions Bordering Candidate Countries. Community Action for Border Regions, Progress Report, Brussels, 29.11.2002.
- European Commission (2001): On the Impact of Enlargement on Regions Bordering Candidate Countries. Community Action for Border Regions, Brussels, 25.7.2001.
- Feenstra, R., Hanson, G. (1997): Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras, in: Journal of International Economics, vol. 42(3-4), p. 371-393.
- Feenstra, R., Hanson, G. (1996): Foreign Direct Investment, Outsourcing and Relative Wages, in: Feenstra, R., Grossman, G., Irwin, D (eds.): Political Economy of Trade Policy: Essays in Honour of Jagdish Bhagwati, Cambridge, MIT Press, p. 89-127.

- Fitzenberger, B. (1999): International Trade and the Skill Structure of Wages and Employment in West Germany, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 219(1&2), p. 67-89.
- Ho, D.E., Imai, K., King, H., Stuart, E.A. (2005): *Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference*. Harvard University, mimeo.
- Lawrence, R.Z., Slaughter, M.J. (1993): International Trade and American Wages in the 1980s: Giant Sucking Sound or Small Hiccup? in: *Brookings Papers on Economic Activity*, p. 161-226.
- Leamer, E. (1996): In Search of Stolper-Samuelson Effects on U.S. Wages, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 5427.
- Rosenbaum, P.R., Rubin, D.B. (1983), The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika* 70 (1), S. 41-55.
- Skuratowicz, A. (2005): Growing Wage Inequalities in Poland: Could Foreign Investment be Part of the Explanation?, *ECFIN Country Focus*, Vol. 2, Issue 5, European Commission, Brussels.
- Statistisches Bundesamt (2006): Niedriger Bildungsabschluss verringert Berufschancen. Pressemitteilung vom 15. September 2006, <http://www.destatis.de/presse/deutsch/pm2006/p3840031.htm>, Zugriff am 18.09.2006.
- Wood, A. (1994): *North-South Trade, Employment and Inequality*, Oxford University Press.

Anhang

Karte A1: Grenzregion Ostbayern

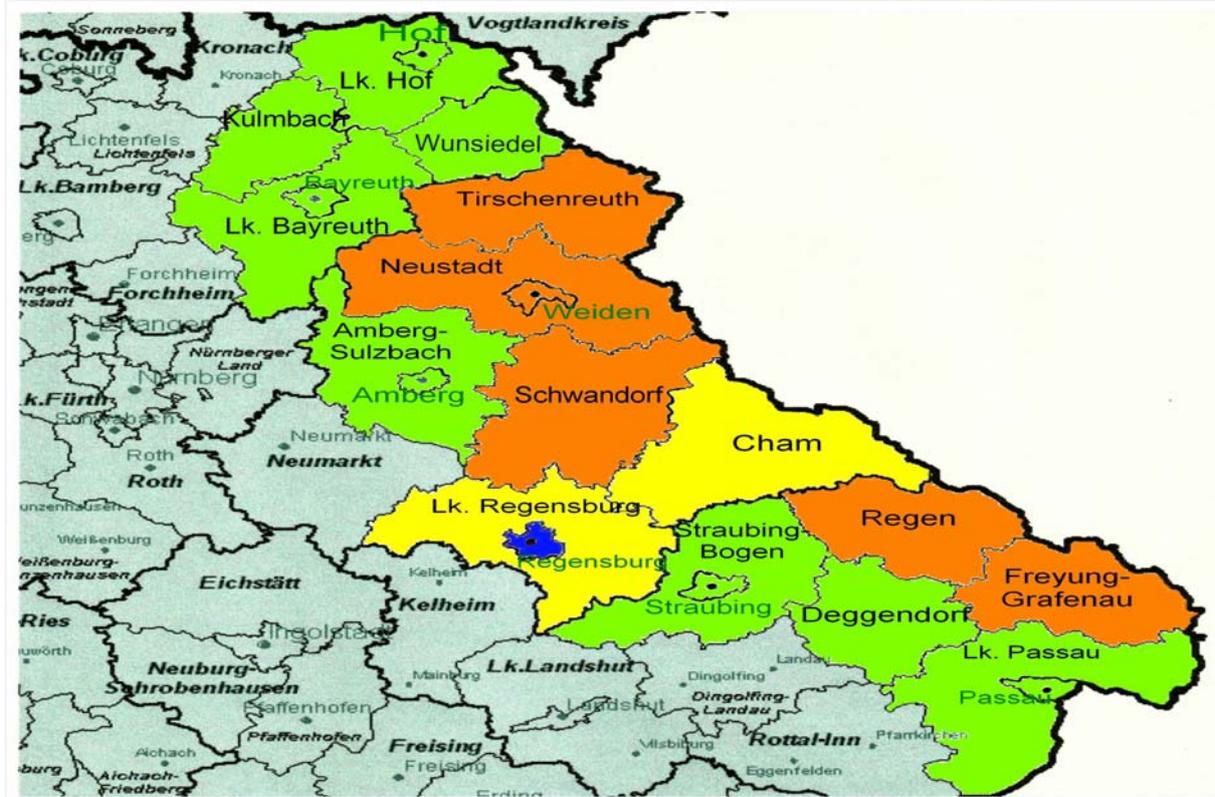


Tabelle A1: Regions- und Kreistypen nach der Gebietstypisierung des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung (BBR)

Regionstyp	Kreistyp	Beschreibung des Kreistyps
Großer Verdichtungsraum (Grundtyp 1)	1	Kernstädte in Regionen mit großen Verdichtungsräumen
	2	Hochverdichtete Kreise in Regionen mit großen Verdichtungsräumen
	3	Verdichtete Kreise in Regionen mit großen Verdichtungsräumen
	4	Ländliche Kreise in Regionen mit großen Verdichtungsräumen
Verdichtungsansatz (Grundtyp 2)	5	Kernstädte in Regionen mit Verdichtungsansätzen
	6	Verdichtete Kreise in Regionen mit Verdichtungsansätzen
	7	Ländliche Kreise in Regionen mit Verdichtungsansätzen
Ländlich geprägt (Grundtyp 3)	8	Verdichtete Kreise in ländlich geprägten Regionen
	9	Ländliche Kreise in ländlich geprägten Regionen

Tabelle A2: Werte für Berufserfahrungsvariable EXPER

Die Werte für die Variable EXPER (Berufserfahrung) wurden folgendermaßen gebildet:

Vom Alter eines individuellen Arbeitnehmers wurden jeweils 6 Jahre für die Vorschulzeit abgezogen sowie ein nach Schul-/Berufsausbildung variierender Betrag:

Schul-/Berufsausbildung	EXPER	Qualifikationsgruppe
ohne Berufsausbildung	$EXPER = \text{ALTER} - 6 - 10$	gering Qualifizierte
Volks-, Haupt-, Realschule mit Berufsausbildung	$EXPER = \text{ALTER} - 6 - 12,5$	Qualifizierte
Abitur ohne Berufsausbildung	$EXPER = \text{ALTER} - 6 - 13$	gering Qualifizierte
Abitur mit Berufsausbildung	$EXPER = \text{ALTER} - 6 - 15$	Qualifizierte
Fachhochschule	$EXPER = \text{ALTER} - 6 - 16$	hoch Qualifizierte
Universität	$EXPER = \text{ALTER} - 6 - 18$	hoch Qualifizierte