

gen werden. In den letzten Jahren schwankt der Anteil der Konsumnachfrage von Inländern in der übrigen Welt – gemessen am inländischen privaten Verbrauch in realer Berechnung – um vier Prozent.¹⁹

Zusammenfassend läßt sich feststellen, daß der Importgehalt des privaten Konsums in den neunziger Jahren eine stabile Größe ist. Die arbeitsteiligen Beziehungen zwischen den Gütermärkten in der Welt sind somit im übertragenen Sinne ein kontinuierlicher und fester Bestandteil der Konsumnachfrage der privaten Haushalte. Faßt man

die einzelnen Teile des Importgehalts des privaten Verbrauchs zusammen, so fließt rund ein Viertel der Nachfrage der privaten inländischen Haushalte in irgendeiner Form in Waren bzw. Dienstleistungen, deren Produktionsstätte nicht in Deutschland liegt. Etwa drei Viertel der Konsumnachfrage und damit der entscheidende Anteil wird für inländische Unternehmen nachfragewirksam.

Ruth Grunert
(rgr@iwh.uni-halle.de)

Beschäftigungsentwicklung in Ostdeutschland: Räumliche Muster und Hinweise auf einige Determinanten

Zur Bestimmung regionalpolitischer Maßnahmen ist es wichtig, frühzeitig verlässliche Informationen über Einflußfaktoren auf die wirtschaftliche Entwicklung von Regionen zu erhalten. Eine Untersuchung der räumlichen Beschäftigungsveränderungen in den neuen Bundesländern ergibt, daß sich in den Landkreisen und kreisfreien Städten die Beschäftigung um so besser entwickelt hat, je geringer die Lohnzuwächse waren. Niedrige Lohnsteigerungen dürften sich folglich beschäftigungsfördernd auswirken. Weiterhin haben die kreisfreien Städte an Beschäftigung verloren, die dünn besiedelten Landkreise hingegen Zugewinne verzeichnet. Ein weiteres Ergebnis ist, daß aus der Randlage an den Außengrenzen der neuen Länder nicht automatisch Beschäftigungsverluste oder ein überdurchschnittliches Wachstum der Arbeitslosigkeit resultieren. Folglich kann allein eine Grenzlage auch nicht als Begründung für einen besonderen Förderanspruch gelten.

Kein klares räumliches Muster der Beschäftigungsentwicklung

Die Beschäftigung hat in Ostdeutschland zwischen 1994 und 1997 um 1,9 vH pro Jahr abgenommen (gemessen an den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten). Dieser Rückgang verlief

jedoch nicht für alle Regionen einheitlich. Vielmehr werden große Unterschiede sichtbar, wenn man die Werte der einzelnen Landkreise vergleicht: Der größte Rückgang betrug in diesem Zeitraum²⁰ -6,3 vH per annum in Gera und in Bitterfeld, der maximale Zuwachs 8,2 vH p.a. im Landkreis Bad Doberan. Aus einer Übersicht läßt sich ablesen, daß die kreisfreien Städte eine ungünstigere Beschäftigungsentwicklung haben als ihre Umlandkreise (vgl. Karte). Auch in einigen Regionen, in denen sogenannte „industrielle Kerne“, strukturpolitisch wichtige Großbetriebe des Bergbaus und Verarbeitenden Gewerbes, ansässig waren, ist die Beschäftigung zurückgegangen. Neben Bitterfeld scheint dies etwa im Raum Halle-Leipzig und in anderen Gebieten nordwestlich von Halle, der Niederlausitz um Cottbus und der Uckermark (nordöstlich Berlins) der Fall zu sein.

Darüber hinaus läßt die Karte kein klares räumliches Muster der Beschäftigungsentwicklung erkennen. Ähnlich unklare Bilder entstehen, wenn man andere Indikatoren wie die Entwicklung der Erwerbstätigen oder der Arbeitslosen derart deskriptiv darstellt. Außerdem schneiden einzelne Kreise unterschiedlich gut ab, wenn man beispielsweise Beschäftigungs- und Arbeitslosenentwicklung gegenüberstellt: Bad Doberan mit der gün-

¹⁹ Vgl. STATISTISCHES BUNDESAMT. Fachserie 18, Reihe 1.3, 1997, S. 180.

²⁰ Aufgrund der Kreisgebietsreform sind Daten auf Kreisebene nicht für einen längeren Zeitraum verfügbar.

Karte:

Beschäftigungsveränderungen in Ostdeutschland nach Kreisen in vH pro Jahr (1994 bis 1997)

Quelle: IWH auf Basis der Angaben der Bundesanstalt für Arbeit.

stigsten Beschäftigungsentwicklung zwischen 1994 und 1997 (siehe oben) hat im gleichen Zeitraum einen Zuwachs an Arbeitslosen um 12,0 vH p.a. erfahren. In Brandenburg an der Havel, mit -6,0 vH p.a. eine der Städte mit den größten Beschäftigungsverlusten, haben sich die Arbeitslosenzahlen dagegen „nur“ etwa halb so viel wie in Bad Doberan, nämlich um 6,5 vH p.a., erhöht. Die Deskription und der Vergleich unterschiedlicher Indikatoren vermitteln keinen klaren Einblick in die wirtschaftliche Entwicklung der ostdeutschen Regionen. Auch der Sachverständigenrat konstatierte nach einer deskriptiven Auswertung von Beschäftigungs-, Einkommens-, Umsatz- und Investitionsdaten, daß sie „noch kein einheitliches Bild über das gegenwärtige regionale Entwicklungsmuster“ liefern.²¹

Gleichwohl wäre es wichtig, möglichst frühzeitig verlässliche Informationen über die Unterschiede in der wirtschaftlichen Entwicklung zu erhalten, da die regionale Wirtschaftspolitik in Deutschland auf einen Ausgleich von Unterschieden, d.h. die Schaffung gleichwertiger Lebensbedingungen in allen Teilräumen, abzielt. Demgemäß wurden in bestimmten ostdeutschen, als „strukturstärker“ eingestuften Regionen die regionalpolitischen Fördersätze verringert.²² Sind darüber hinaus die Ursachen einer Divergenz von Regionen bekannt, dann können adäquate regionalpolitische Maßnahmen gesucht werden, um ihnen entgegen zu wirken. Der vorliegende Aufsatz widmet sich in erster Linie den möglichen Ursachen für regional unterschiedliche Entwicklungen. Er formuliert zunächst Hypothesen zu einigen ausgewählten Einflußfaktoren auf die regionale Beschäftigungsentwicklung und prüft diese dann für die neuen Bundesländer durch ökonometrische Schätzungen. Da die Zahlen zu den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten nur einen Teil der Beschäftigung abbilden, werden

außerdem noch (weniger aktuell verfügbare) Erwerbstätigen- sowie Arbeitslosenzahlen verwendet.

Hypothesen zu den Ursachen regionaler Beschäftigungsdivergenz

Ausgangspunkte der Analyse der Beschäftigungsentwicklung in Ostdeutschland sind aus der neoklassischen Arbeitsmarkttheorie ableitbare Aussagen. Laut Theorie wird der interregionale Ausgleich zwischen Arbeitsangebot und -nachfrage durch Lohnveränderungen und Faktormobilität herbeigeführt. Übersteigt das Arbeitsangebot die -nachfrage, dann kann *zum einen* der Lohn sinken. Zu einem niedrigeren Lohn wird dann mehr Beschäftigung nachgefragt. Das heißt: zwischen Lohn und Beschäftigung besteht ein negativer Zusammenhang. In den empirischen Schätzungen wurde als Indikator für die Auswirkungen von Lohnveränderungen der Lohn pro Industriearbeiterstunde verwendet (vgl. Tabelle 1).

Ein Überangebot von Arbeit kann *zum anderen* auch zu räumlichen Faktorwanderungen führen: d.h. die Arbeitskräfte wandern dorthin, wo mehr Arbeit nachgefragt wird. Oder Kapital wandert dorthin, wo Arbeit zu niedrigen Löhnen angeboten wird (bzw. der *return on investment* am höchsten ist). Beides führt zu Beschäftigungszuwächsen. Allerdings sind Investitionen in einer kurzfristigen Betrachtung nur dann beschäftigungssteigernd, wenn Erweiterungsinvestitionen dominieren. Überwiegen Rationalisierungsinvestitionen, so wird eher Beschäftigungsabbau die Folge sein. In die Schätzungen wurde ein aggregierter Investitionsindikator einbezogen, eine Differenzierung zwischen Erweiterungs- und Rationalisierungsinvestitionen ist nicht möglich. Da ein geeigneter Indikator für Arbeitskräftewanderungen auf der regionalen Ebene fehlt, wurden diese nicht berücksichtigt.

In der Realität wird ein Gleichgewicht auf dem Arbeitsmarkt durch Lohnrigiditäten bzw. eine vom Markt abgekoppelte Lohnfindung und Mobilitätshemmnisse für Arbeit und Kapital verhindert oder stark verzögert. Deshalb ist es wichtig, in eine empirische Regionalanalyse Indikatoren einzubeziehen, die Ursachen für eine regional unterschiedliche Beschäftigungsentwicklung in einem Arbeitsmarkt mit eingeschränkter Flexibilität und Mobilität abbilden (vgl. Tabelle 1).

²¹ Vgl. SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN ENTWICKLUNG: Jahresgutachten 1997/98, in: Bundesratsdrucksache 915/97, S. 83.

²² Die maximalen Fördersätze der Gemeinschaftsaufgabe Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur wurden für die strukturstärkeren Regionen um 7 Prozentpunkte gesenkt. Vgl. BUNDESANZEIGER Nr. 146/96 vom 7. August 1996.

Agglomerationsvorteile oder -nachteile stellen einen wichtigen räumlichen Einflußfaktor dar. Durch räumliche Ballung können Vorteile für Unternehmen entstehen, etwa in Form eines qualifizierten Arbeitsmarktes, fachspezifischer Bildungs- oder Forschungseinrichtungen oder sonstiger Dienstleistungen, die Produktionskosten senken. Eine zu große Ballung, die sich in hohen Nutzungsdichten der Flächen ausdrückt, kann aber auch zu Nachteilen für Unternehmen führen, etwa indem sie die für wirtschaftliche Nutzung verfügbaren Flächen und die Vereinbarkeit von Arbeit mit konkurrierenden Flächenansprüchen (wie Wohnen oder Freizeit) einschränkt. Einzelne Merkmale von Agglomerationen können also vorteilhaft, an-

dere von Nachteil für die Beschäftigungsentwicklung sein. Für Agglomerationsvor- und -nachteile werden zwei Indikatoren in die Analyse einbezogen: zum einen Dummyvariablen, die zwischen kreisfreien Städten, hoch und gering verdichteten Landkreisen unterscheiden. Zum anderen wurde anhand der durch die Gemeinschaftsaufgabe „Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur“ (GRW) geförderten Infrastrukturinvestitionen versucht, die Bedeutung der Verfügbarkeit von geeigneten Gewerbeflächen (also eines möglichen Agglomerationsnachteils) zu messen. Der Indikator eignet sich, da die GRW-Infrastrukturförderung gerade in den ersten Jahren nach der Vereinigung sehr auf die Flächenerschließung abzielte.

Tabelle 1:
Übersicht über die Indikatoren der Analyse

Kurzform und Beschreibung der Variablen	Arithmet. Mittel
<i>Erklärte Variablen y</i>	
SVP: Veränderung der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten zwischen 1994 und 1997 in vH pro Jahr (jeweils zum 30.06.)	-1,14
ERW: Veränderung der Erwerbstätigen zwischen 1994 und 1996 in vH pro Jahr (Jahresdurchschnitt)	0,27
AL: Veränderung der Arbeitslosenzahl zwischen 1994 und 1997 in vH pro Jahr (jeweils zum 31.12.)	11,26
<i>Erklärende Variablen X</i>	
LOHN: Veränderung des Bruttolohnes pro Arbeiterstunde in vH pro Jahr (Vorjahr)	8,89
INVEST: Investitionen in Relation zum Umsatz im Bergbau und Verarbeitenden Gewerbe (jeweils im Vorjahr)	13,61
Dummyvariablen für die Bevölkerungsdichte eines Landkreises, unter 150 (SPARSE) und über 150 (DENSE) Einwohner pro qkm (Basis: kreisfreie Städte)	–
Mittels der Gemeinschaftsaufgabe „Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur“ (GRW) geförderte Investitionssumme für Infrastrukturvorhaben 1990 bis 1994 in DM pro Einwohner	1.634
Dummyvariablen für die räumliche Lage eines Kreises an der früheren innerdeutschen (DDEUT), polnischen (POL), tschechischen (CZ) Grenze, an der Ostsee (OST) und im Berliner Umland (BERLIN, Basis: Binnenraum)	–
KOMBILAD: Mittlere Distanz eines Kreises zum nächsten Zentrum des kombinierten Ladungsverkehrs im Jahr 1995 (in Minuten)	56,1
Anteile der Wirtschaftszweige Bau, Verarbeitendes Gewerbe (VGEW), Handel und Staat an den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten (zum 30.06.1994)	–
Dummy für die Existenz eines industriellen Kerns im Landkreis bzw. der kreisfreien Stadt (INDKERN); als Kreise mit industriellen Kernen wurden alle diejenigen eingestuft, auf deren Gebiet im Jahr 1987 Kreise mit mehr als 250 Beschäftigten je industrieller Produktionsstätte lagen ^a	–
Dummies für Jahre 1995 (JAHR95) und 1997 (JAHR97, Basis: 1996)	–

^a Zuordnung durch des IWH nach: Hochschule für Ökonomie; Niedersächsisches Institut für Wirtschaftsforschung: Regionalreport DDR 1990. Hannover 1990, S. 41.

Quelle: IWH.

Weiterhin wirken sich die *Lage* und die *Erreichbarkeit* von Räumen auf die Kostenstruktur der Unternehmen und damit die regionale Beschäftigung aus. Je höher beispielsweise die anfallenden Transportkosten in einer Region sind, desto mehr muß (bei exogen vorgegebenen Absatzpreisen) bei den Kosten für Arbeit und Kapital eingespart werden. Die Erreichbarkeit einer Region hängt in hohem Maß von der vorhandenen Verkehrsinfrastruktur ab. Zwar wird für Westdeutschland heute vermutet, daß angesichts der überall guten Anbindung an das Verkehrsnetz dieses kaum mehr zu regionalen Unterschieden der Wirtschaftsentwicklung führt.²³ Die ostdeutsche Situation ist mit vergleichsweise großen und flächendeckenden Defiziten der Verkehrsinfrastruktur aber grundlegend anders.²⁴ In die Analyse wurde deshalb die mittlere Distanz eines Kreises zum nächsten Zentrum des kombinierten Ladungsverkehrs aufgenommen.²⁵ Darin drückt sich seine Erreichbarkeit für den Güterfernverkehr aus. Die Lage im Raum wurde durch Dummyvariablen einbezogen, die jeweils zwischen einer Lage an der früheren innerdeutschen, der polnischen oder tschechischen Grenze, angrenzend an Berlin, an der Ostsee und im ostdeutschen Binnenland unterscheiden. Aus den vorstehend genannten Argumenten heraus wird für große Distanzen zum nächsten Zentrum des kombinierten Ladungsverkehrs und für eine periphere Lage an den ostdeutschen Außengrenzen eine negative Auswirkung auf die Beschäftigungsentwicklung erwartet.

Um zu überprüfen, in welchem Ausmaß die räumlichen Unterschiede der Beschäftigungsentwicklung das Abbild des *sektoralen Strukturwandels*, d.h. der regionalen Verteilung von wachsenden und schrumpfenden Branchen, sind, wurden Variablen für verschiedene Wirtschaftszweige in die Analyse aufgenommen. Weiterhin wurde eine

²³ Vgl. BADE, F.-J.: Zu den Chancen und Risiken der ländlichen Räume, in: Raumforschung und Raumordnung H. 4-5/1997, S. 254.

²⁴ Vgl. ECKEY, H. F.; HORN, K.: Verkehrsinfrastruktur und wirtschaftliche Entwicklung in den neuen Ländern, in: Berichte zur deutschen Landeskunde, H. 2/1995, S. 61-67.

²⁵ An Zentren des kombinierten Ladungsverkehrs ist ein Wechsel des Verkehrsträgers ohne Wechsel des Transportbehälters (Container) möglich, also etwa die Verladung von der Bahn auf einen Lkw.

Variable einbezogen, die das Vorhandensein *industrieller Kerne* in einem Kreis berücksichtigt (INDKERN). Einerseits wird für Regionen mit in-

Vorgehen bei den Regressionsrechnungen

Die Schätzungen wurden mit allen ostdeutschen kreisfreien Städten, Landkreisen und Berlin-Ost (N=112) durchgeführt, wobei die Daten aus den Jahren 1994-1997 gepoolt wurden (T=2 und T=3). Abzüglich unplausibler Ausreißer bei den Lohnveränderungen – jeweils die drei Maximal- und Minimalwerte wurden deshalb herausgenommen – und fehlender Werte (Miss.) standen die in Zeile 4 der Tabelle aufgelisteten Fallzahlen für die Schätzungen zur Verfügung.

Tabelle: Struktur der Panels

	SVP	ERW	AL
N	112	112	112
T	3	2	3
N*T – Miss.	320	214	218

Die Schätzungen erfolgten als Pooled Regression mittels OLS und als Random Effects Modelle (REM) mittels Feasible Generalized Least Squares (FGLS). Die Pooled Regression ist das einfachste Verfahren. Sie führt jedoch nur dann zu unverzerrten Ergebnissen, wenn es keine individuenspezifischen Effekte gibt. Im REM werden individuenspezifische Effekte berücksichtigt und Parameter ihrer Verteilungen geschätzt. Da bei der Durchführung dieser Schätzungen negative Varianzen der individuenspezifischen Effekte (σ_{μ}^2) aufgetreten sind, wurde auf den Nerlove-Schätzer zurückgegriffen.^a

Dargestellt sind die REM-Schätzungen, deren Ergebnisse sich teilweise von den Pooled Regressions unterscheiden. Die Hypothese, daß keine individuenspezifischen Effekte vorhanden sind, konnte in den durchgeführten LM-Tests nicht abgelehnt werden.

^a Vgl. BALTAGI, B. H.: Econometrics. Berlin u.a.O. 1998, S. 315.

Tabelle 2:

Ergebnisse der Random-Effects-Regressionen auf die Beschäftigten und Arbeitslosen

Variable ^a	SVP		ERW		AL	
	β-Koeff.	t-Wert	β-Koeff.	t-Wert	β-Koeff.	t-Wert
Konstante	-5,22	-1,61*	-3,90	-1,50	2,33	0,45
LOHN	-0,10	-4,02***	-0,03	-1,61*	0,37	7,93***
INVEST	0,03	1,53	0,012	0,64	-0,05	-1,65*
SPARSE	1,58	1,58	1,06	1,31	0,51	0,31
DENSE	-0,20	-0,18	0,35	0,38	0,10	0,05
GRW	0	-0,14	0,3E-03	1,17	-0,6E-03	-1,19
DDEUT	-0,37	-0,56	-0,37	-0,70	0,04	0,03
POL	0,08	0,10	0,32	0,46	0,24	0,18
CZ	0,85	1,01	0,25	0,37	-2,38	-1,74*
OST	1,12	1,20	0,11	0,14	0,29	0,20
BERLIN	0,66	0,83	0,58	0,91	-1,66	-1,32
KOMBILAD	-0,5E-03	-0,48	-0,5E-03	-0,58	-0,7E-03	-0,40
JAHR95	3,34	9,68***	2,43	8,34***	-8,42	-12,97***
JAHR97	-2,40	-7,61***	–	–	11,37	19,23***
BAU	0,06	0,57	0,08	0,98	0,26	1,59
VGEW	0,08	1,32	0,01	0,28	-0,06	-0,57
HANDEL	0,29	1,84*	0,20	1,61*	-0,14	-0,57
STAAT	-0,12	-1,62*	-0,06	-1,05	0,08	0,69
INDKERN	-0,72	-1,19	-0,66	-1,36	0,42	0,44
Adj. R ²	0,26		0,12		0,58	

Signifikanzniveaus: *** 0,01; ** 0,05; * 0,10. – ^a Zu den Abkürzungen siehe Tabelle 1.

Quelle: Berechnungen des IWH.

dustriellen Kernen angesichts von Monostrukturen und der Abhängigkeit von einem (oder mehreren) Großunternehmen eher von ungünstigen Wachstumsperspektiven ausgegangen. Andererseits haben die Kerne umfassende (Investitions-) Fördermittel erhalten, die zu Beschäftigungszuwächsen führen können.²⁶ Die Operationalisierung (vgl. Tabelle 1) soll dabei berücksichtigen, ob in einem Kreis zum Zeitpunkt der deutschen Vereinigung einer oder mehrere strukturprägende Großbetriebe existierten.

Da die verwendeten Daten gepoolte Daten aus zwei (ERW) bzw. drei (SVP, AL) Jahren sind, wurden außerdem Jahresdummies einbezogen.

²⁶ Vgl. DIETRICH, V.; RAGNITZ, J.; ROTHFELS, J., et al.: Wechselbeziehungen zwischen Transfers, Wirtschaftsstruktur und Wachstum in den neuen Bundesländern. IWH-Sonderheft 1/1998. Halle 1998, S. 126-133.

Ergebnisse

Die Lohnentwicklung weist in den geschätzten Modellen die erwarteten Beschäftigungseffekte auf. Ein Zuwachs der Löhne um 10 Prozent resultierte in einem Beschäftigungsrückgang von 1,0 Prozent gemessen an den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten (SVP) bzw. 0,3 Prozent bei den Erwerbstätigen (ERW).²⁷ Die Zahl der Arbeitslosen ist bei einem zehnpromtigen Lohnzuwachs sogar um rund 3,7 vH angestiegen.

²⁷ Der geringere Koeffizient des Lohnes bei ERW ist plausibel, da diese Variable vor allem außerhalb des Verarbeitenden Gewerbes, auf das sich der Lohnindikator bezieht, mehr Beschäftigte als die SVP enthält (nämlich Beamte, mithelfende Familienangehörige, geringfügig Beschäftigte, Selbständige).

Bei den Investitionen zeigt sich zwar der erwartete positive Effekt auf die Beschäftigungsentwicklung, allerdings ist er relativ schwach und nur bei den Arbeitslosen auf einem Niveau von 0,1 statistisch signifikant (d.h. 10 vH mehr Investitionen in einem Kreis führten zu 0,5 vH weniger an Arbeitslosen). Dies könnte daran liegen, daß sich die Beschäftigungseffekte von Erweiterungs- und Rationalisierungsinvestitionen in der durchgeführten kurzfristigen Betrachtung neutralisieren.

Die Schätzergebnisse zur Bevölkerungsdichte weisen auf Agglomerationsnachteile in den Kernstädten hin. So ist der Zuwachs bei den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in den gering verdichteten Landkreisen (SPARSE) um rund 1,6 vH pro Jahr höher gewesen als in den kreisfreien Städten. Fehlende Gewerbeflächen, ein möglicher Nachteil der Kernstädte, spielen als Agglomerationsnachteil offenbar nur eine geringe Rolle. Es werden zwar Zuwächse an Erwerbstätigen bzw. Rückgänge bei den Arbeitslosen bei höheren GRW-Infrastrukturinvestitionen erkennbar. Auch sind unter den Kreisen, in denen zwischen 1990 und 1994 am meisten investiert wurde, eine Reihe von Umlandkreisen (v.a. um Leipzig und Dresden), kreisfreie Städte finden sich dagegen eher am Ende einer Auflistung (z.B. Frankfurt (Oder), Chemnitz, Halle, Magdeburg). Allerdings beträgt die Wahrscheinlichkeit, daß die geschätzten Koeffizienten von Null verschieden sind, lediglich rund 75 Prozent (bei ERW und AL) bzw. nur 12 Prozent (SVP).

Ebenfalls kein statistisch signifikanter Zusammenhang besteht zwischen der Erreichbarkeit eines Kreises oder einer Stadt im Verkehrsnetz – hier gemessen als Distanz zum nächsten Zentrum des kombinierten Ladungsverkehrs (KOMBILAD) – und der Beschäftigungsentwicklung. Auch Kontrollschätzungen mit anderen Spezifikationen für die Verkehrsinfrastruktur brachten dieses Ergebnis.²⁸ Dies stellt die Bedeutung der Erreichbarkeit im Verkehrsnetz für die Beschäftigungsentwicklung in Ostdeutschland in Frage.²⁹ Angesichts der

²⁸ Verwendet wurden die Distanzen zum nächsten IC-Bahnhof und zur nächsten Autobahnanschlußstelle.

²⁹ Zu einem ähnlichen Ergebnis kommen STEIL, F.; WOLF, E.: Welche Bedeutung haben Unternehmenscharakteristika und regionales Umfeld für die Beschäftigungsdynamik? ZEW-Discussion Paper No. 97-22, S. 23. – SCHARR, F.:

Aussagen von Unternehmen zu Standortfaktoren³⁰ erscheint es aber nicht sehr plausibel, von einer Bedeutungslosigkeit der Verkehrsinfrastruktur für die wirtschaftliche Entwicklung in Ostdeutschland auszugehen. Auch wurden in früheren Analysen des IWH positive Auswirkungen der Verkehrsanbindung auf die Investitionstätigkeit festgestellt.³¹

Die Schätzergebnisse bestätigen für die Jahre 1994 bis 1997 – anders als für die Vorperiode 1989 bis 1993³² – nicht die Hypothese, daß sich eine periphere Lage nachteilig auf die Beschäftigungsentwicklung auswirkt. Die Kreise an den Grenzen zu Polen und Tschechien weisen keine signifikant schlechtere Beschäftigungsentwicklung auf als die Kreise im ostdeutschen Binnenland. Im Gegenteil: Die Zunahme der Arbeitslosigkeit in den Kreisen an der tschechischen Grenze (CZ) fiel sogar um 2,4 vH p.a. geringer aus.

Der Branchenstruktur kommt eine gewisse Bedeutung für die Beschäftigungsentwicklung zu. Ein um 5 Prozentpunkte höherer Anteil des Handels bei den Beschäftigten 1994 ging mit einem um 1,0 bis 1,5 vH höheren Beschäftigungszuwachs pro Jahr einher. Ein höherer Anteil des Staatssektors resultierte dagegen in einem geringeren Anstieg (bzw. größeren Abbau) der Beschäftigung. Darin spiegeln sich Angleichungsprozesse der ostdeutschen Wirtschaft an westdeutsche Strukturen wider, die noch nicht abgeschlossen sind.³³

Welche Unternehmen schaffen in Ostdeutschland Beschäftigung? Erklärungsansätze und mikroökonomische Analyse für GA-geförderte Unternehmen in Thüringen, in: ifo Dresden berichtet, 5/98, S. 103.

³⁰ Z.B. BRENKE, K.: Wie die ostdeutsche Industrie ihre Standortbedingungen sieht. Ergebnisse einer Umfrage, in: DIW-Wochenbericht 15/96, S. 240. – GRABOW, B.; HENCKEL, D.; HOLLBACH-GRÖMIG, B.: Weiche Standortfaktoren. Stuttgart u.a.O. 1995, S. 328.

³¹ Vgl. HEIMPOLD, G.: Eine regionalisierte Analyse ausgewählter Investitionsförderprogramme für die gewerbliche Wirtschaft, in: Transfers, Wirtschaftsstruktur und Wachstum in den neuen Bundesländern. Tagungsband. IWH-Sonderheft 1/97. Halle 1997, S. 87.

³² Vgl. BLIEN, U.; HIRSCHENAUER, F.: Die Entwicklung regionaler Disparitäten in Ostdeutschland, in: MittAB. 4/94, S. 330.

³³ So waren im Wirtschaftszweig Handel, Verkehr und Nachrichtenübermittlung in Ostdeutschland 1996 71 Erwerbstätige pro 1.000 Einwohner tätig, in Westdeutschland waren es 81, bei Staat, privaten Haushalten und Organisationen ohne Erwerbszweck waren es 95 Erwerbstätige (Ost) und

In den Regionen mit industriellen Kernen (IND-KERN), nach der gewählten Abgrenzung 28 der 112 Städte und Kreise, ging die Beschäftigung stärker zurück (negatives Vorzeichen für SVP und ERW) als in den verbleibenden Regionen. Allerdings sind auch diese Ergebnisse nur mit einer allgemein als nicht akzeptabel angesehenen Wahrscheinlichkeit von rund 70 bis 80 Prozent verschieden von Null. Da die Großunternehmen häufig erst relativ spät privatisiert und Investitionen und Umstrukturierungen erst spät vorgenommen wurden, ist es wohl noch zu früh, um über den Erfolg oder Mißerfolg der Erhaltungsstrategie urteilen zu können.

Schließlich war die ostdeutsche Beschäftigungsentwicklung in allen Regionen stark von einem einheitlichen Trend geprägt, wie sich an den Jahresdummies ablesen läßt. Dieser Trend beinhaltet 1995 – im Vergleich zum Bezugsjahr 1996 – eine deutlich stärkere Zunahme der Beschäftigung (bzw. Abnahme der Arbeitslosigkeit), während 1997 genau das Gegenteil der Fall war. Der einheitliche Trend ist deutlich größer, als alle anderen untersuchten, regional differenzierten Einflußfaktoren. Allerdings wird im vorgestellten Schätzergebnis zur Arbeitslosenentwicklung auch über 40 Prozent der Varianz nicht durch das Modell erklärt ($R^2=0,58$), in den anderen Schätzungen ist der nicht-erklärte Varianzanteil sogar noch höher.

Schlußfolgerungen

Die Analyse kann nur einen Teil der Ursachen für regional unterschiedliche Entwicklungen der Beschäftigten- und der Arbeitslosenzahlen in Ostdeutschland liefern. Dies liegt wahrscheinlich daran, daß wesentliche Einflüsse nicht (z.B. die Qualifikationsstruktur, Arbeitskräftewanderungen) oder nur unzureichend (wie etwa die Effekte von Erweiterungs- und Rationalisierungsinvestitionen) abgebildet werden können. Außerdem ist die Anzahl der Beobachtungszeitpunkte noch sehr gering. Drei Schlußfolgerungen lassen sich aus der Analyse ziehen:

- Je weniger die Löhne gestiegen sind, desto mehr ist ceteris paribus die Beschäftigung im Folgejahr angewachsen (bzw. die Arbeitslosenzahl zurückgegangen). Dies spricht für eine Strategie der moderaten Lohnzuwächse für Ostdeutschland, wie vom IWH bereits mehrfach gefordert.³⁴
- Agglomerationsnachteile führen in Ostdeutschland zu einer Suburbanisierung der Beschäftigung.³⁵ Um Abhilfe zu schaffen, sind zunächst die ostdeutschen Städte gefordert, den „städtischen Branchen“ attraktive Standortbedingungen zu bieten.³⁶ Allerdings besteht auch ein Handlungsbedarf für Bund und Länder, insofern, als sie die Städte durch administrative oder finanzielle Regelungen für Agglomerationsnachteile kompensieren könnten (z.B. durch die Einbeziehung des Umlandes in eine Kostenträgerschaft städtischer Einrichtungen).
- Eine Sonderbehandlung der Grenzregionen, etwa eine höhere Förderung als für die Regionen im Binnenland, läßt sich mit der vorgelegten Analyse nicht begründen. Vielmehr zeigt sich speziell an der tschechischen Grenze, daß die Randlage sogar mit einer eher günstigen Entwicklung verbunden sein kann.

*Franz Barjak
(fbk@iwh.uni-halle.de)*

⁸⁶ (West, alle Zahlen berechnet nach Angaben des Statistischen Bundesamtes).

³⁴ Vgl. Arbeitskreis Konjunktur: Konjunkturausblick 1999: Delle im konjunkturellen Aufschwung Deutschlands. Wachstum in Ostdeutschland wieder etwas kräftiger, in: IWH, Wirtschaft im Wandel 1/1999, S. 13.

³⁵ Dieser Prozeß ist auch aus den alten Bundesländern und anderen Ländern bekannt. Vgl. SEITZ, H.: Die Suburbanisierung der Beschäftigung: Eine empirische Untersuchung für Westdeutschland, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 215 (1996), H. 1, S. 69-91. Vergleiche ebd., S. 70-71 auch zum Problemcharakter einer Suburbanisierung des Gewerbes.

³⁶ Vgl. die Vorschläge von FRANZ, P.: Zurückbleibende Innenstädte und dynamische „Grüne Wiese“ – Folgeprobleme der Handelsansiedlung in ostdeutschen Stadtregionen, in: IWH, Wirtschaft im Wandel 13/1996, S. 16.