

JOACHIM GENOSKO

Zur konjunkturellen Reagibilität von Arbeitslosigkeit und Beschäftigung

Eine regionalisierte Zeitreihen-Betrachtung*

Kurzfassung

Im Mittelpunkt des vorliegenden Aufsatzes steht der Test der Hypothese, daß konjunkturelle Schwankungen der Arbeitslosigkeit durch die Nachfrageseite regionaler Arbeitsmärkte determiniert würden. Mit dem Test dieser Hypothese sollten erste Hinweise dafür gewonnen werden, wie regionale Arbeitsmarktanpassungsprozesse ablaufen, und damit das Verständnis für Chancen und Grenzen regionaler Strukturpolitik gefördert werden. Der Hypothesen-Test basiert im Prinzip auf OLS-Schätzungen, die für die Ebene der Landesarbeitsamtsbezirke durchgeführt werden. Die Gesamtschätzungen werden durch geschlechtsspezifische Schätzungen ergänzt. Die verschiedenen ökonometrischen und statistischen Untersuchungen lassen eine Bestätigung der eingangs genannten Hypothese nicht zu. Die Arbeit wird um einige vorsichtige regionalpolitische Schlussfolgerungen, die auf den gewonnenen empirischen Ergebnissen und Einsichten beruhen, ergänzt. Zusätzlich wird ein Ausblick auf weitere notwendig erscheinende Forschungen gegeben.

1. Einführung

In der regionalökonomischen Literatur wird in verschiedenen Untersuchungen¹ gezeigt, daß, in absoluten Größen gemessen, die konjunkturellen Schwankungen der Arbeitslosigkeit in Regionen mit überdurchschnittlicher Arbeitslosigkeit ausgeprägter ausfallen. Im allgemeinen wird dieses Muster mit der prinzipiell schwachen Nachfrage nach Arbeit in diesen Regionen, mit deren konjunkturanfälligeren Industriestruktur sowie mit deren Funktion als arbeitsmarktliche Reservegebiete für die Metropolen begründet². Mit anderen Worten: Die konjunkturelle Variabilität der Arbeitslosigkeit wird als vornehmlich arbeitsnachfrageseitig bedingt betrachtet.

Letztere Sichtweise prägt auch die regionale Wirtschaftspolitik in der Bundesrepublik Deutschland. Unter den Indikatoren, mittels derer die Fördergebietskulisse abgegrenzt wird, sind diejenigen, die die Arbeitsmarktlage, speziell die Arbeitslosigkeit, beschreiben, von nicht unerheblicher Bedeutung³.

Das wichtigste Ziel der regionalen Strukturpolitik ist die Schaffung von Arbeitsplätzen. Mit Hilfe neuer Arbeitsplätze soll, so läßt sich demnach folgern, die Arbeitslosigkeit in den besonderes betroffenen Regionen abgebaut werden⁴.

Im vorliegenden Aufsatz soll nun die Hypothese von der nachfrageseitigen Determiniertheit der Konjunkturbewegungen der Arbeitslosigkeit für die Ebene der Landesarbeitsamtsbezirke⁵ getestet werden. Zweck dieser Untersuchung ist es, erste Hinweise auf die regionalen Arbeitsmarktanpassungsprozesse zu erhalten, deren genauere Kenntnis das Verständnis für die Chancen und Grenzen regionaler Strukturpolitik fördert.

Im folgenden wird zunächst die Datenbasis der Untersuchung vorgestellt. Daran anschließend wird die konjunkturelle Sensitivität der Arbeitslosigkeit für die Perioden 1959–1985 bzw. 1974–1985 geprüft. Hierzu werden zwei Arten von Maßen — ein absolutes und ein relatives Maß — verwendet, deren Relevanz und Aussagefähigkeit diskutiert werden. Der vierte Abschnitt ist der Untersuchung der Konjunkturreagibilität der Beschäftigung gewidmet. Anschließend werden die Konjunkturreagibilität von Arbeitslosigkeit und Beschäftigung zueinander in Beziehung gesetzt. Der Aufsatz endet mit einigen Schlußfolgerungen und mit einem Ausblick auf weitere notwendige Forschungen, die regionalen Arbeitsmärkte betreffend.

2. Die Datengrundlage

Grundsätzlich beruht die Arbeit auf den amtlichen Arbeitsmarkt- bzw. Beschäftigungsdaten, die von der Bundesanstalt für Arbeit in den Amtlichen Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit (ANBA) veröffentlicht werden. Dies ist, was die Arbeitslosigkeit gemessen in Arbeitslosenquoten anbelangt, mit relativ wenigen Schwierigkeiten verbunden, da Arbeitslosenquoten seit 1959 durchgängig publiziert werden, wenn auch ihre Berechnungsweise über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg nicht konsistent geblieben ist. Hinsichtlich der Beschäftigungsdaten ist die Sachlage schwieriger, da erst seit 1974 für die Landesarbeitsamtsbezirke und das Bundesgebiet Daten über die sozialversicherungspflichtig Beschäftigten ausgewiesen werden. Gleichwohl wurde nach der Formel:

$$(1) \frac{U \cdot 100}{q_U} - U, \text{ wobei } U \text{ die Absolutzahl der Arbeitslosen angibt und } q_U \text{ die jeweilige Arbeitslosenquote,}$$

die Zahl der abhängig Erwerbstätigen für die Periode 1959–1985 ermittelt. Wegen der oben erwähnten Inkonsistenz in der Berechnungsweise der Arbeitslosenquote weist auch die Zeitreihe der abhängig Erwerbstätigen gewisse, jedoch kaum ins Gewicht fallende Brüche auf. Um die Untersuchungsergebnisse hinsichtlich der Beschäftigungsentwicklung zu härten, werden getrennte Schätzungen für die Perioden 1959–1985 und 1974–1985 durchgeführt.

Bei allen Schätzungen, die in diesem Aufsatz vorgenommen werden, handelt es sich um OLS-Schätzungen.

3. Die Arbeitslosigkeit

Frühere Untersuchungen haben zwei alternative Maße benutzt, um die konjunkturelle Reagibilität der Arbeitslosigkeit

einzufangen⁶. So stellt z.B. *Thirlwall*⁷ die absoluten Unterschiede zwischen den regionalen Arbeitslosenquoten in den Mittelpunkt seiner Studie, während andererseits z.B. *Bell*⁸ zum Vergleich die proportionalen Veränderungen in den Arbeitslosenquoten heranzog. Obwohl normative Überlegungen sowie die Wirkungen von Basiseffekten für das Absolutmaß bzw. gegen das Proportionalmaß sprechen, sollen beide Maße in dieser Arbeit vorgestellt werden. Würden sich nämlich keine großen Unterschiede zwischen ihnen ergeben, so wäre aus empirischer Sicht ein Streit um das richtige Maß obsolet.

Es werden die folgenden Regressionsgleichungen geschätzt:

$$(2) \quad q_{UR} = \beta_0 + \beta_1 q_{UN} + \beta_2 f(t) + e$$

$$(3) \quad \log q_{UR} = \gamma_0 + \gamma_1 \log q_{UN} + \gamma_2 f(t) + e$$

R bezeichnet dabei den laufenden Index $R=1, \dots, 9$ der Landesarbeitsamtsbezirke, N ist der Index für die nationale Quote und $f(t)$ stellt einen polynomen Zeittrend dar, der in unserem Falle zweiter Ordnung ist und der den Koeffizienten der nationalen Arbeitslosenquote um die trendbedingte Komponente bereinigen soll. In Tabelle 1 sind beide Maße für die neun Landesarbeitsamtsbezirke angegeben.

Betrachtet man die absolute Variation der Arbeitslosenquoten, so verursacht in den Landesarbeitsamtsbezirken Schleswig-Holstein-Hamburg, Niedersachsen-Bremen⁹, Hessen sowie Nordbayern eine Erhöhung der nationalen Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt eine Erhöhung der regionalen Arbeitslosenquote um mehr als einen Prozentpunkt. Im Landesarbeitsamtsbezirk Nordrhein-Westfalen entspricht eine Erhöhung der nationalen Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt exakt einer Erhöhung der regionalen Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt. Die übrigen Landesarbeitsamtsbezirke reagieren mit einem Koeffizienten kleiner als Eins auf eine Veränderung der nationalen Arbeitslosenquote. Allerdings sind nur die Koeffizienten der Landesarbeitsamtsbezirke Niedersachsen-Bremen, Baden-Württemberg und Nordbayern signifikant von 1,0 verschieden.

Mit Ausnahme der Landesarbeitsamtsbezirke Hessen, Südbayern und Berlin (West) kehren sich in der log-linearen Regression die Verhältnisse zwischen einer Veränderung der nationalen Arbeitslosenquote und einer Veränderung der regionalen Arbeitslosenquote um. Dies zeigt sich auch, wenn man die jeweiligen Korrelationskoeffizienten zwischen den Regressionskoeffizienten β_1 bzw. γ_1 und der durchschnittlichen Arbeitslosenquote je Landesarbeitsamtsbezirk für den Zeitraum 1959–1985 ermittelt. Im ersten Fall gilt $r=0,749$. Dies bestätigt in gewisser Weise die eingangs formulierte Hypothese, wonach die konjunkturellen Schwankungen der Arbeitslosigkeit in Regionen mit durchschnittlich höherer Arbeitslosigkeit höher ausfallen. Für den zweiten Fall errechnet sich ein $r=-0,840$. Aus diesem Ergebnis läßt sich auf die bereits erwähnten Basiseffekte schließen: je höher die regionale Arbeitslosigkeit, desto gemäßigter die relative Reaktion der regionalen Arbeitslosenquote auf eine Veränderung der nationalen Arbeitslosenquote.

Aufgrund der feststellbaren Unterschiede¹⁰ zwischen den Koeffizienten je nach Art der Schätzung, sind lineare und log-lineare Regression nicht einfach austauschbar. Die weiter

oben angeführten Einwände gegen ein proportionales Maß¹¹ der konjunkturellen Reagibilität der Arbeitslosigkeit lassen uns jedoch am absoluten Maß festhalten, auch wenn aus theoretisch-mathematischen Überlegungen die log-lineare Regressionsschätzung nicht ohne weiteres von der Hand zu weisen ist¹².

Für die Jahre 1974—1985 werden gesonderte lineare und

log-lineare Regressionsschätzungen erstellt, weil sich dieser Zeitraum in seiner gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, u.a. aufgrund der Ölpreis-Schocks, deutlich von der vorhergehenden Periode abhebt. Im Prinzip werden die Schätzgleichungen (2) und (3) zugrundegelegt; allerdings ist $f(t)$ nun lediglich ein linearer Zeittrend. Die Ergebnisse werden in Tabelle 2 wiedergegeben.

Tabelle 1:
OLS-Regression der regionalen Arbeitslosenquoten gegen die nationale Arbeitslosenquote für den Zeitraum 1959—1985 *)

	Lineare Regression			Log-lineare Regression		
	β_1	R ²	DW	γ_1	R ²	DW
Schleswig-Holstein-Hamburg	1.060 (0.8)	0.994	0.539	0.969 (1.1)	0.997	1.377
Niedersachsen-Bremen	1.175 (2.5)	0.996	0.528	0.878 (3.4)	0.996	0.772
Nordrhein-Westfalen	1.000 (0)	0.997	0.708	1.047 (1.0)	0.995	1.434
Hessen	1.016 (0.4)	0.996	0.775	1.128 (2.3)	0.992	1.602
Rheinland-Pfalz-Saarland	0.963 (0.5)	0.992	0.451	1.055 (0.6)	0.976	0.846
Baden-Württemberg	0.747 (3.9)	0.988	1.094	1.375 (3.4)	0.981	1.391
Nordbayern	1.260 (3.2)	0.990	0.826	0.898 (1.6)	0.980	0.780
Südbayern	0.976 (0.3)	0.984	0.475	0.845 (3.9)	0.990	1.168
Berlin (West)	0.911 (0.6)	0.976	0.762	0.926 (0.7)	0.961	0.546

*) Die OLS-Schätzungen enthalten auch einen konstanten Term sowie Koeffizienten für die Variablen des polynomen Zeittrends, die jedoch hier weggelassen wurden. Die gegen 1,0 getesteten t-Werte mit dem Signifikanzniveau 0,95 stehen in Klammern. Alle Koeffizienten sind signifikant von Null verschieden.

Tabelle 2:
OLS-Regression der regionalen Arbeitslosenquoten gegen die nationale Arbeitslosenquote für den Zeitraum 1974—1985 *)

	Lineare Regression			Log-lineare Regression		
	β_1	R ²	DW	γ_1	R ²	DW
Schleswig-Holstein-Hamburg	1.227 (2.3)	0.992	1.023	1.080 (1.3)	0.996	1.202
Niedersachsen-Bremen	1.273 (3.6)	0.996	1.389	0.973 (0.8)	0.999	1.733
Nordrhein-Westfalen	1.030 (0.7)	0.998	1.618	0.830 (6.5)	0.999	1.331
Hessen	1.007 (0.2)	0.997	1.205	1.278 (6.3)	0.997	2.006
Rheinland-Pfalz-Saarland	0.931 (1.7)	0.996	1.412	0.875 (3.1)	0.997	1.571
Baden-Württemberg	0.773 (3.1)	0.980	1.419	1.371 (3.3)	0.983	1.644
Nordbayern	1.062 (0.5)	0.973	0.921	1.120 (1.3)	0.984	0.763
Südbayern	0.870 (3.9)	0.996	1.682	1.076 (1.4)	0.993	0.749
Berlin (West)	0.951 (0.4)	0.988	1.571	0.830 (1.2)	0.980	0.935

*) Zu den Anmerkungen (mit Ausnahme des Zeittrends) vgl. Tabelle 1.

Betrachtet man wiederum zunächst die absolute Variation, so reagieren für den nun betrachteten Zeitraum die Landesarbeitsamtsbezirke Schleswig-Holstein-Hamburg, Niedersachsen-Bremen, Nordrhein-Westfalen, Hessen und Nordbayern überproportional auf eine Erhöhung der nationalen Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt. Anders als in der langen Periode zeigt also auch Nordrhein-Westfalen eine leicht überproportionale Reagibilität. Die übrigen Landesarbeitsamtsbezirke haben einen Reaktionskoeffizienten, der geringer ausfällt als die Erhöhung der nationalen Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt. Als signifikant von 1,0 verschiedenen erweisen sich allerdings nur die Koeffizienten der Landesarbeitsamtsbezirke Schleswig-Holstein-Hamburg, Niedersachsen-Bremen, Baden-Württemberg und Südbayern. Der Landesarbeitsamtsbezirk Nordbayern weist hingegen in der kurzen Periode keinen signifikant von 1,0 verschiedenen Koeffizienten mehr auf.

Ähnlich wie für die lange Periode ergibt sich auch zwischen den Koeffizienten aus der log-linearen Regressionsschätzung für die kurze Periode und der durchschnittlichen Arbeitslosenquote je Landesarbeitsamtsbezirk für denselben Zeitraum eine negative Korrelation ($r=-0,772$), die etwas geringer ausfällt als für die Jahre 1959—1985. Ebenso sind die Koeffizienten aus der linearen Regressionsschätzung 1974—1985 positiv mit der durchschnittlichen Arbeitslosenquote 1974—1985 korreliert ($r=0,794$). Zusammenfassend läßt sich demnach feststellen: Die Ergebnisse für den Zeitraum 1974—1985 weichen nicht wesentlich von denen der Jahre 1959—1985 ab, was die oben gezogenen Folgerungen hinsichtlich der konjunkturellen Reagibilität der Arbeitslosigkeit erhärtet.

Sieht man die absolute Variation der Arbeitslosigkeit aus dem Blickwinkel der Diskussion über das "Süd-Nord-Gefälle"¹³ in der Bundesrepublik, so zeigt sich, daß der Durch-

schnittskoeffizient für den "Norden" für die Periode 1959—1985 1,118, für den "Süden" 0,992 beträgt. Für den Zeitraum 1974—1985 ergeben sich Durchschnittskoeffizienten von 1,250 bzw. 0,929. Es ist also festzuhalten, daß der "Norden" stärker auf Schwankungen der nationalen Arbeitslosenquote reagiert als der "Süden". Gleichzeitig hat sich im Zeitablauf der Abstand zwischen den Koeffizienten erhöht, d.h. in den letzten Jahren ist der "Norden", gemessen an der Arbeitslosigkeit, konjunkturell noch sensibler geworden als der "Süden".

In einem weiteren Untersuchungsschritt wird die konjunkturelle Reagibilität der Arbeitslosigkeit getrennt für Männer und Frauen ermittelt. Dabei werden nur noch Schätzungen auf der Basis der Gleichung (2) vorgenommen¹⁴.

Bei den Männern schlägt sich eine Änderung der nationalen Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt in den regionalen Arbeitslosenquoten der Landesarbeitsamtsbezirke Schleswig-Holstein-Hamburg, Niedersachsen-Bremen, Rheinland-Pfalz-Saarland und Nordbayern mit einem Koeffizienten größer als Eins, bei den übrigen Landesarbeitsamtsbezirken mit einem Koeffizienten von kleiner als Eins nieder. Eine korrespondierende Unterteilung bei den Frauen umfaßt auf der einen Seite die Landesarbeitsamtsbezirke Niedersachsen-Bremen, Hessen, Nordbayern und Südbayern, auf der anderen Seite die Landesarbeitsamtsbezirke Schleswig-Holstein-Hamburg, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz, Baden-Württemberg und Berlin (West)¹⁵.

Errechnet man den Durchschnittskoeffizienten für die Männer- bzw. Frauen-Arbeitslosigkeit, so besteht bezüglich der gesamthaften Konjunkturreakibilität praktisch kein Unterschied¹⁶. Das Bild wird gleichwohl etwas differenzierter, wenn man die Landesarbeitsamtsbezirke gruppiert. So zeigt sich bei den drei Landesarbeitsamtsbezirken mit den niedrig-

Tabelle 3:
OLS-Regression der geschlechtsspezifischen regionalen Arbeitslosenquoten gegen die geschlechtsspezifischen nationalen Arbeitslosenquoten für den Zeitraum 1959—1985 *)

	M ä n n e r			F r a u e n		
	β_1	R ²	DW	β_1	R ²	DW
Schleswig-Holstein-Hamburg	1.169 (2.5)	0.995	0.736	0.908 (1.2)	0.994	0.743
Niedersachsen-Bremen	1.274 (3.8)	0.994	0.576	1.036 (0.7)	0.998	1.090
Nordrhein-Westfalen	0.986 (0.3)	0.996	0.750	0.989 (0.2)	0.998	0.963
Hessen	0.933 (1.2)	0.990	0.723	1.096 (2.2)	0.998	1.315
Rheinland-Pfalz-Saarland	1.100 (1.7)	0.993	1.005	0.981 (0.3)	0.995	0.778
Baden-Württemberg	0.665 (5.0)	0.978	0.867	0.839 (2.6)	0.992	1.207
Nordbayern	1.243 (3.2)	0.987	0.749	1.246 (2.6)	0.990	0.964
Südbayern	0.923 (1.0)	0.975	0.495	1.040 (0.5)	0.989	0.728
Berlin (West)	0.816 (1.3)	0.976	0.908	0.904 (0.5)	0.961	0.796

*) Zu den Anmerkungen vgl. Tabelle 1.

sten durchschnittlichen Gesamtarbeitslosenquoten für den Zeitraum 1959–1985¹⁷, daß die regionale Frauen-Arbeitslosigkeit merklich stärker mit ihrem nationalen Pendant schwankt, als dies bei der Männer-Arbeitslosigkeit der Fall ist. Der entsprechende Durchschnittskoeffizient bei den Frauen beträgt 0,992, bei den Männern 0,840. Bei den drei Landesarbeitsamtsbezirken mit den höchsten durchschnittlichen Gesamtarbeitslosenquoten in der Untersuchungsperiode¹⁸ findet man das eher umgekehrte Bild: Die regionale Männer-Arbeitslosigkeit reagiert stärker als die regionale Frauen-Arbeitslosigkeit. (Die analogen Durchschnittskoeffizienten liegen bei 1,229 (Männer) und 1,063 (Frauen)).

Die Korrelationskoeffizienten zwischen den geschlechtsspezifischen Regressionskoeffizienten aus Tabelle 3 und den geschlechtsspezifischen durchschnittlichen Arbeitslosenquoten haben die Größenordnungen 0,691 für die Männer und 0,424 für die Frauen. Damit trägt vor allem die Männer-Arbeitslosigkeit das Ergebnis, daß die Arbeitslosigkeit in Regionen mit durchschnittlich höheren Arbeitslosenraten stärker konjunkturell variiert¹⁹.

Die bisherigen Regressionsschätzungen könnten einige methodische Kritik auf sich ziehen. Die wichtigste davon dürfte die sein, daß die nationale Arbeitslosenquote nichts anderes darstellt als einen gewichteten Durchschnitt der regionalen Arbeitslosenquoten. Damit wäre keine einsinnige, sondern eine Wechselbeziehung zwischen nationaler Quote und regionalen Quoten gegeben. Die Ergebnisse der OLS-Schätzungen müßten einen sogenannten "simultaneous equation-bias" enthalten. Wäre dies der Fall, so hätte an die Stelle eines OLS-Verfahrens ein 2SLS-Verfahren zu treten. Nun wurden zwar für die vorliegenden deutschen Daten keine 2SLS-"Kontrollrechnungen" durchgeführt²⁰, aber vergleichbare internationale Untersuchungen zeigen, daß keine signifikanten Unterschiede zwischen OLS- und 2SLS-Schätzergebnissen bestehen²¹. Wir gehen davon aus, daß dies auch für unsere Untersuchung Gültigkeit besitzt.

Zum Schluß dieses Abschnitts wird noch ein Dispersionsmaß in Form der Standardabweichung σ eingeführt. Konkret geschieht dies dadurch, daß die jährliche Standardabweichung der mit den jeweiligen Beschäftigtenzahlen gewichteten regionalen Arbeitslosenquoten von der nationalen Arbeitslosenquote gegen die lineare und quadrierte nationale Arbeitslosenquote sowie gegen einen Zeittrend zweiter Ordnung über den Zeitraum 1959–1985 regressiert wird (Der Index g bezeichnet im folgenden die Tatsache der Gewichtung).

$$(4) \sigma_g = -0.023 + 1.775 U_N + 0.037 U_N^2 - 0.001 t + 0.004 t^{22}, \\ (6.80)$$

wobei t die Zeitregressoren bezeichnet.

Aus Gleichung (4) ist zu entnehmen, daß in der Schätzperiode ein Anstieg der nationalen Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt die Standardabweichung um 1,775 Prozentpunkte erhöht²³. Dies bestätigt zunächst unsere bisherigen Ergebnisse hinsichtlich der Konjunkturereagibilität regionaler Arbeitslosenquoten.

Es läßt sich aber noch eine weitere Information gewinnen, wenn man σ_g einfach gegen die lineare Zeit regressiert. Dabei ist es sinnvoll, zwei Perioden zu unterscheiden: die Periode 1959–1970, in der tendenziell die nationale Arbeitslosenquote abgenommen hat, und die Periode 1971–1985, in der

der umgekehrte Trend galt. Die beiden OLS-Schätzungen bringen folgende Ergebnisse:

$$(5a) \sigma_g = 6.886 - 0.166 t$$

$$(5b) \sigma_g = 1.144 + 0.604 t$$

Beide Gleichungen lassen auf eine gewisse Asymmetrie in der zyklischen Sensitivität der regionalen Arbeitslosigkeit schließen: Die regionalen Arbeitslosenquoten zeigen bei einer niedrigen nationalen Arbeitslosenquote eine geringere konjunkturelle Reaktion, als dies bei einer vergleichsweise hohen nationalen Arbeitslosenquote der Fall ist. Es soll an dieser Stelle genügen, diese Tatsache festzuhalten; es sei lediglich darauf verwiesen, daß bereits hier die Rolle einer möglicherweise konjunkturvariablen interregionalen Mobilität erkennbar wird.

4. Die Beschäftigung

Im Anschluß an Gordon und die dort zitierte Literatur²⁴ lassen sich drei Gründe nennen, warum es zu regionalen Differenzen in der konjunkturellen Reagibilität der Beschäftigung kommt:

- Der erste und offenkundigste Grund liegt in der unterschiedlichen "industrial composition" der Regionen. So können Regionen besonders stark auf Produkte und Wirtschaftszweige spezialisiert sein, deren Nachfrage starken zyklischen Schwankungen unterliegt.
- Ein zweiter Grund könnte mit den Beschaffungskosten für Arbeitskräfte zusammenhängen. So dürften Betriebe in Zentralregionen eher versuchen, Arbeiter trotz eines konjunkturellen Einbruchs zu horten, da im Falle der Entlassung, insbesondere qualifizierter Arbeitnehmer, bei einem Konjunkturaufschwung hohe Kosten entstehen könnten, die entlassenen Arbeitskräfte wieder zu beschaffen²⁵. Unternehmen in Regionen mit hoher Arbeitslosigkeit könnten es dagegen leichter und auch kostengünstiger haben, (qualifizierte) Arbeitskräfte nach einer vorausgegangenen Entlassung im Konjunkturabschwung bei konjunktureller Besserung wieder zu bekommen. Schließlich steuern Bell und Hart²⁶ noch das interessante Argument bei, daß es für Unternehmen in Regionen mit hoher Arbeitslosigkeit schwieriger finanzierbar ist, Arbeitskräfte während eines Konjunkturabschwungs zu horten.
- Des weiteren können sich Regionen in ihrer industriellen Erneuerung unterscheiden. Damit ist gemeint, daß in den verschiedenen Regionen alte und wenig profitable Anlagen mit unterschiedlicher Geschwindigkeit durch moderne, profitablere Anlagen ersetzt werden, die in der Regel weniger arbeitsintensiv sind. Eine solche Neustrukturierung ist an sich kein zyklischer Prozeß, aber der Aufbau neuer und die Verschrottung alter Anlagen spiegelt Nachfrageschwankungen wider. Es sind solche Regionen vor allem in diesen Erneuerungsprozeß involviert, die entweder eine hohe Konzentration an weniger profitablen Fabrikationseinrichtungen haben oder die besonders attraktiv für neue Kapazitäten sind, die jedoch ausgeprägtere konjunkturelle Schwankungen aufweisen können.

Neue Kapazitäten können natürlich auch Neugründungen und Neuansiedlungen in Regionen umfassen.

Im folgenden soll die konjunkturelle Reagibilität der Beschäftigung empirisch untersucht werden. Als Schätzgleichung diene folgender Ausdruck:

(6) $S_R = \alpha_0 + \alpha_1 PB_N + \alpha_2 f(t) + e$, wobei S_R die regionalen Anteile an der Gesamtzahl der abhängig Beschäftigten in der Bundesrepublik bezeichnet, PB_N den prozentualen Anteil der Beschäftigten in der Bundesrepublik gemessen an den Beschäftigten des Jahres 1970 (1970 = 100) je Jahr sowie $f(t)$ einen polynomen Zeittrend, der im vorliegenden Fall von dritter Ordnung ist und den Koeffizienten von PB_N "trendbereinigen" soll.

Betrachtet man die Tabelle 4, so fallen zwei Dinge auf: Mit Ausnahme der Landesarbeitsamtsbezirke Rheinland-Pfalz-Saarland und Baden-Württemberg haben alle anderen Landes-

arbeitsamtsbezirke einen negativen Koeffizienten für PB_N . Zum zweiten sind die Koeffizienten deutlich niedriger als ihre Pendants bei der Überprüfung der konjunkturellen Reagibilität der Arbeitslosigkeit. Sie liegen deutlich unter dem Wert von 1,0. Hinzu kommt, daß die entsprechenden Koeffizienten der Landesarbeitsamtsbezirke Schleswig-Holstein-Hamburg, Nordrhein-Westfalen, Hessen, Rheinland-Pfalz-Saarland und Nordbayern nicht signifikant von Null verschieden sind.

Wegen der in Abschnitt 2 genannten Schwierigkeiten, Zahlen für abhängig Beschäftigte für die Zeit vor 1974 zu ermitteln, wurde für den Zeitraum 1974–1985, für den die Statistik der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, veröffentlicht von der Bundesanstalt für Arbeit, zur Verfügung steht, eine erneute Schätzung auf der Basis der Gleichung (6) vorgenommen, wobei allerdings jetzt mit einem Zeittrend vierter Ordnung gearbeitet wird. Als Basisjahr wurde das Jahr 1980 (1980 = 100) gewählt.

Tabelle 4:
OLS-Schätzungen der regionalen Beschäftigungsanteile gegen die nationale Beschäftigung für die Periode 1959–1985 1)

	α_1	R^2	DW
Schleswig-Holstein-Hamburg	-0.031 (1.2)	0.406	0.629
Niedersachsen-Bremen	-0.108* (2.7)	0.527	0.883
Nordrhein-Westfalen	-0.136 (1.1)	0.697	1.708
Hessen	-0.015 (0.5)	0.712	1.658
Rheinland-Pfalz-Saarland	0.052 (0.3)	0.439	0.695
Baden-Württemberg	0.378* (3.0)	0.524	1.547
Nordbayern	-0.20 (1.3)	0.788	1.697
Südbayern	-0.067* (2.6)	0.947	1.708
Berlin (West)	-0.054* (3.6)	0.867	1.169

1) Die mit * gekennzeichneten Koeffizienten sind signifikant von Null verschieden mit einem Niveau von 0,95. Die Schätzungen enthalten auch einen konstanten Term und einen Koeffizienten für den polynomen Zeittrend, die hier weggelassen wurden.

Verglichen mit den Koeffizienten in Tabelle 4 haben sich die Ergebnisse "verschlechtert", da nun nur noch der Koeffizient für Südbayern signifikant ist. Insgesamt bestätigen die Schätzungen der kurzen Periode mit dem besseren Datenmaterial die Ergebnisse für die lange Periode. Wir können also davon ausgehen, daß die regionale Beschäftigung kaum auf konjunkturelle Schwankungen der nationalen Beschäftigung reagiert. Bildet man dem Betrage nach den Durchschnitt der Koeffizienten für die Perioden 1959–1985 bzw. 1974–1985, so vermindert sich dieser von 0,116 auf 0,020. In der kurzen Periode war also die regionale Reaktion noch wesentlich schwächer. Im übrigen haben während der Jahre 1974–1985 mit Ausnahme der Landesarbeitsamtsbezirke Nordrhein-Westfalen, Baden-Württemberg und Berlin (West) alle anderen Arbeitsamtsbezirke negative Koeffizienten. Dieses Ergebnis ist besonders für Nordrhein-Westfalen bemerkenswert, da

dieser Koeffizient immerhin noch ein Signifikanzniveau von 0,90 erfüllt. Während über die gesamte Periode der Landesarbeitsamtsbezirk gegen die nationale Beschäftigung schwankt, schwenkt er in der kurzen Periode auf die Schwankungsrichtung der nationalen Beschäftigung ein. Dies läßt den vorsichtigen Schluß auf veränderte wirtschaftliche Bedingungen in diesem Landesarbeitsamtsbezirk zu.

Aus Tabelle 6 wird unmittelbar ersichtlich, daß teilweise beträchtliche Unterschiede in der Konjunkturreakibilität zwischen den Landesarbeitsamtsbezirken bestehen. Dies schlägt sich natürlich auch in der Standardabweichung nieder: Sie hat für die Periode 1959–1985 den Wert 237, für die Periode 1974–1985 den Wert 67²⁷. Im Zeitablauf hat sich demnach die (absolute) Dispersion der zyklischen Variabilität der regionalen Beschäftigung vermindert²⁸.

Tabelle 5:
OLS-Schätzungen der regionalen Beschäftigungsanteile gegen die nationale Beschäftigung für den Zeitraum 1974—1985 *)

	α_1	R ²	DW
Schleswig-Holstein-Hamburg	-0.015 (1.9)	0.975	2.398
Niedersachsen-Bremen	-0.002 (0.1)	0.955	2.994
Nordrhein-Westfalen	0.073 (1.8)	0.992	3.034
Hessen	-0.009 (0.3)	0.691	2.873
Rheinland-Pfalz-Saarland	-0.005 (0.3)	0.900	2.979
Baden-Württemberg	0.011 (0.2)	0.858	2.843
Nordbayern	-0.015 (0.8)	0.964	2.755
Südbayern	-0.046* (2.6)	0.997	2.706
Berlin (West)	0.003 (0.3)	0.981	2.795

*) Zu den Anmerkungen vgl. Tabelle 4.

Tabelle 6:
Index der konjunkturellen Sensitivität der regionalen Beschäftigung *)

	1959 — 1985	1974 — 1985
Schleswig-Holstein-Hamburg	78	89
Niedersachsen-Bremen	- 31	98
Nordrhein-Westfalen	-282	299
Hessen	87	91
Rheinland-Pfalz-Saarland	142	97
Baden-Württemberg	678	100
Nordbayern	85	88
Südbayern	38	55
Berlin (West)	79	101

*) Der Index wird wie folgt berechnet: $100 (1 + \alpha_1 \bar{S}_R) \cdot \alpha_1$, wird aus den Tabellen 4 bzw. 5 für den jeweiligen Landesarbeitsamtsbezirk entnommen. $\bar{S}_R$ kennzeichnet den über die jeweilige Periode ermittelten Durchschnittsanteil eines Landesarbeitsamtsbezirkes an der nationalen Beschäftigung.

5. Das Verhältnis von konjunktureller Reagibilität der Arbeitslosigkeit und der Beschäftigung

Im Mittelpunkt der vorliegenden Arbeit steht, dies zur Erinnerung, der Test der Hypothese, Konjunkturschwankungen der Arbeitslosigkeit seien im wesentlichen arbeitsnachfrageseitig determiniert. Es ist deshalb notwendig, die in den Abschnitten 3 und 4 durchgeführten Untersuchungen zusammenzuführen, wobei die bisherigen Tests auf keine einfache Entsprechung schließen lassen. Eine zweite Hypothese lautet, zwischen der konjunkturellen Reagibilität und der durchschnittlichen Arbeitslosenquote der jeweiligen Region existiere ein Zusammenhang.

Die beiden o.g. Hypothesen werden in OLS-Schätzungen miteinander verknüpft. Die Regressoren sind die Indizes für die zyklische Sensitivität der Beschäftigung aus Tabelle 6 sowie die in den Tabellen 7 und 8 aufgeführten durchschnittlichen regionalen Arbeitslosenquoten. Die Regressanden sind

die absoluten bzw. relativen Maße der Konjunkturreagibilität der Arbeitslosigkeit, wie sie ebenfalls den Tabellen 7 und 8 entnommen werden können.

Für den Zeitraum 1959—1985 ergeben sich folgende Schätzungen:

(7a) $CU_a = 51.881 + 15.426 \bar{U} - 0.056 IE$ $R^2 = 0.554$
(1.36) (0.1)

(7b) $CU_r = 158.008 - 17.771 \bar{U} + 0.009 IE$ $R^2 = 0.718$
(1.77) (0.3)

Die Schätzergebnisse für die Periode 1974—1985 lauten:

(8a) $CU_a = 36.092 + 12.302 \bar{U} - 0.047 IE$ $R^2 = 0.664$
(2.7) (0.7)

(8b) $CU_r = 180.835 - 12.140 \bar{U} - 0.056 IE$ $R^2 = 0.641$
(2.2) (0.6)

(In Klammern stehen jeweils die t-Werte).

Tabelle 7:
Konjunkturelle Reagibilität der Arbeitslosigkeit (absolut und relativ) und durchschnittliche regionale Arbeitslosenquoten: 1959—1985 *)

	CU _a	CU _r	$\bar{U}$
Schleswig-Holstein-Hamburg	106	97	3.48
Niedersachsen-Bremen	118	88	4.07
Nordrhein-Westfalen	100	105	3.47
Hessen	102	113	2.59
Rheinland-Pfalz-Saarland	96	106	3.32
Baden-Württemberg	75	138	1.79
Nordbayern	126	90	3.68
Südbayern	98	85	3.00
Berlin (West)	91	93	3.60

*) Die absoluten und die relativen Maße für die Konjunkturreagibilität sind aus Tabelle 1 abgeleitet.

Tabelle 8:
Konjunkturelle Reagibilität der Arbeitslosigkeit (absolut und relativ) und durchschnittliche regionale Arbeitslosenquoten: 1974—1985 *)

	CU _a	CU _r	$\bar{U}$
Schleswig-Holstein-Hamburg	123	108	6.33
Niedersachsen-Bremen	127	97	7.19
Nordrhein-Westfalen	103	83	6.59
Hessen	101	128	4.78
Rheinland-Pfalz-Saarland	93	88	6.21
Baden-Württemberg	77	137	3.60
Nordbayern	106	112	6.11
Südbayern	87	108	4.78
Berlin (West)	95	83	6.01

*) Die absoluten und die relativen Maße für die Konjunkturreagibilität sind aus Tabelle 2 abgeleitet.

Wenn wir uns zunächst der ersten Hypothese zuwenden, so sind in allen vier Schätzgleichungen die Koeffizienten für die Indizes der zyklischen Sensitivität der Beschäftigung (IE) nicht signifikant. Die Hypothese, die regionalen Konjunkturschwankungen der Arbeitslosigkeit seien primär nachfrageseitig bestimmt, kann nicht bestätigt werden. Hinsichtlich der zweiten Hypothese ist festzustellen, daß für den Zeitraum 1974—1985 die Koeffizienten von $\bar{U}$ in den Schätzgleichungen (8a) und (8b) das jeweils richtige Vorzeichen haben und mit einem Niveau von 0,95 signifikant sind. Für die Untersuchungsperiode 1959—1985 haben die Koeffizienten zwar ebenfalls die richtigen Vorzeichen, aber ihre Signifikanzniveaus liegen nur noch bei 0,85 bzw. 0,90. Trotzdem kann u.E. die Hypothese vom Zusammenhang zwischen der Konjunkturreagibilität der Arbeitslosigkeit und der durchschnittlichen Arbeitslosenquote einer Region für alle Perioden aufrechterhalten werden²⁹, und wir brauchen frühere Aussagen in diesem Aufsatz nicht zu modifizieren. Je nachdem, ob man ein absolutes oder ein relatives Maß wählt, ist dieser Zusammenhang positiv oder negativ.

Allerdings können mit unseren Ergebnissen die Behauptungen von Gordon³⁰ nicht ohne weiteres bestätigt werden, wonach das absolute Maß der zyklischen Sensitivität der Arbeitslosigkeit signifikanter sei als das relative Maß (dies gilt nur für den Zeitraum 1974—1985, für die Periode 1959—1985 gilt der umgekehrte Fall) und von daher auf die Überlegenheit

des absoluten Maßes geschlossen werden könne; zum zweiten ist selbst nach der Kontrolle der regionalen Unterschiede in der durchschnittlichen Arbeitslosenquote das Vorzeichen der Indizes der konjunkturellen Reagibilität der regionalen Beschäftigung nicht positiv (mit Ausnahme von Gleichung (7b), wobei es sich jedoch um eine Gleichung mit dem relativen Maß handelt). Im übrigen werden nur rund 5 % der Unterschiede in der konjunkturellen Reagibilität der Beschäftigung auf die Arbeitslosigkeit (gemessen im absoluten Maß) übertragen — ein Wert, der nur etwa ein Zehntel des britischen Wertes ausmacht. Mit anderen Worten: In der Bundesrepublik Deutschland sind Arbeitslosigkeitsschwankungen noch weit weniger durch Beschäftigungsschwankungen bestimmt als in Großbritannien. Um die Ausführungen in den vorhergehenden Absätzen noch zu untermauern, wird zusätzlich eine Gleichung von folgender linearer Form geschätzt:

$$(9) \quad \Delta U_R = \delta_0 + \delta_1 \Delta U_N + \delta_2 \dot{B}_N + e,$$

wobei ΔU_R die Differenz der regionalen Arbeitslosenquote des Jahres t zu den Quoten des Jahres $t-1$ darstellt und ΔU_N analog berechnet wird, während $\dot{B}$ die Wachstumsrate der nationalen Beschäftigung $B_{Nt} - B_{Nt-1}$ angibt.

$$\frac{B_{Nt} - B_{Nt-1}}{B_{Nt-1}}$$

Der Untersuchungszeitraum umfaßt deswegen nur die Jahre 1960—1985.

Tabelle 9:
Koeffizienten, Bestimmtheitsmaße und DW-Prüfgrößen der Schätzgleichung (9) *)

	δ_1	δ_2	R ²	DW
Schleswig-Holstein-Hamburg	1.074 (16.8)	-0.006 (0.4)	0.949	1.023
Niedersachsen-Bremen	1.209 (21.6)	0.002 (0.1)	0.968	1.650
Nordrhein-Westfalen	0.996 (22.6)	-0.003 (0.3)	0.972	1.566
Hessen	0.937 (20.8)	-0.004 (0.3)	0.967	1.266
Rheinland-Pfalz-Saarland	0.935 (18.3)	-0.017 (1.3)	0.959	1.817
Baden-Württemberg	0.685 (9.8)	-0.001 (0.1)	0.863	1.663
Nordbayern	1.249 (14.9)	-0.004 (0.2)	0.937	1.406
Südbayern	0.956 (18.75)	-0.007 (0.5)	0.959	1.058
Berlin (West)	1.105 (7.9)	-0.024 (0.7)	0.813	1.060

*) Die Schätzgleichungen enthalten auch einen konstanten Term, der weggelassen wurde. In Klammern sind die jeweiligen t-Werte für ein Signifikanzniveau von 0,95 angegeben.

Zunächst bestätigen uns die Ergebnisse aus Tabelle 9, daß das nationale Beschäftigungswachstum für die Veränderung der regionalen Arbeitslosenquoten so gut wie keine Rolle spielt. Betrachtet man die Koeffizienten von $\hat{B}$ noch etwas genauer, so treten trotz der Tatsache, daß mit den Landesarbeitsamtsbezirken eine ziemlich großflächige Abgrenzung gewählt werden mußte, einige deutliche Unterschiede zu Tage. Während die δ_2 für Niedersachsen-Bremen, Nordrhein-Westfalen, Hessen, Baden-Württemberg und Nordbayern relativ gering sind und nahe beieinander liegen, haben Schleswig-Holstein-Hamburg und Südbayern, aber vor allem Rheinland-Pfalz-Saarland und Berlin (West) vergleichsweise hohe δ_2 . Vorsichtig interpretiert, ließe dies auf Unterschiede in der interregionalen Migration schließen. Dies hieße nämlich, daß Schleswig-Holstein-Hamburg, Südbayern, Rheinland-Pfalz-Saarland und Berlin (West) über ein relativ niedriges Wanderungspotential verfügen; dies ist für alle vier Regionen relativ gut erklärbar: bei Südbayern handelt es sich um eine attraktive Region, aus der wenige bereit sein dürften abzuwandern, bei Schleswig-Holstein-Hamburg vollzieht sich wohl ein Großteil der Migration (wegen Hamburg) innerhalb des Landesarbeitsamtsbezirks, Berlin (West) ist aufgrund seiner geographischen Gegebenheiten eine Besonderheit und Rheinland-Pfalz-Saarland ist größtenteils ländlich strukturiert, was ebenfalls die Mobilität einschränkt³¹.

6. Schlußfolgerungen und Ausblick

Die zentrale Folgerung dieses Aufsatzes lautet: Die (konjunkturellen) Schwankungen der (regionalen) Arbeitslosigkeit sind nicht primär durch (regionale) Beschäftigungsvariationen, also nicht primär arbeitsnachfrageseitig, bestimmt. Dies macht es notwendig, nach anderen Bestimmungsgrößen der Konjunktur reagibilität der Arbeitslosigkeit bzw. der Arbeitslosenquoten Ausschau zu halten. Damit kommen verstärkt

arbeitsangebotsseitige Determinanten ins Spiel. Es dürfte sich dabei im wesentlichen um zwei Faktoren handeln: die interregionale Mobilität und die Erwerbsbeteiligung, ausgedrückt in den Erwerbsquoten. Dies bedeutete, daß sowohl die Erwerbsbeteiligung als auch die interregionale Migration Konjunkturmuster aufweisen müßten. Die Konjunkturschwankungen der Erwerbsbeteiligung sind mit den Stichworten "Zusatzarbeiter-Hypothese" und "discouraged worker-Hypothese" verbunden³².

Daß auch die interregionale Migration konjunkturell variieren kann, wird deutlich, wenn man sich vor Augen hält, daß sie mit (physischen und psychischen) Kosten verbunden ist, unter unsicheren Erwartungen über zukünftige (physische und psychische) Nutzen unternommen und durch die Perzeption spezieller Beschäftigungsmöglichkeiten stimuliert wird. In Zeiten einer allgemeinen Rezession vermindern Liquiditätsbeschränkungen die Investitionsmöglichkeiten in Migration, werden Nutzen wegen der unsicher werdenden Aussichten stärker abdiskontiert und sind die Beschäftigungsmöglichkeiten insgesamt weniger bzw. werden die Suchaktivitäten der Arbeitgeber räumlich weniger weit ausgedehnt³³.

Da hier Wechselbeziehungen zwischen Arbeitslosigkeit, Beschäftigung, Migration, Erwerbsbeteiligung und auch regionalem Arbeitseinkommen angenommen werden müssen, wird eine gesonderte Untersuchung notwendigerweise mittels mehrstufiger ökonometrischer Untersuchungsmethoden die Anpassungsprozesse explorieren müssen. Diese Forschungsaufgabe ist für die Bundesrepublik noch zu leisten.

Obwohl die letztgenannte Untersuchung erst weitere Aufschlüsse bringen wird und obwohl die gewählte Gebietsabgrenzung zu großflächig ist, sei dennoch abschließend eine regionalpolitische Einordnung der hier gefundenen Resultate versucht. Zum ersten legen die Ergebnisse den Schluß nahe, daß eine Politik der Arbeitsplatzschaffung, wie sie im Zentrum der deutschen Regionalförderung steht, zwar unabding-

bar ist, aber nicht notwendigerweise allein und in erster Linie den in einer Region registrierten Arbeitslosen zugute kommen muß. Es ist deswegen die Frage zu stellen, ob die Politik der Förderung der regionalen Arbeitsnachfrage nicht durch eine Politik der Förderung des regionalen Arbeitsangebots, die gezielt bei den Arbeitslosen ansetzt, ergänzt werden sollte. Eine solche Politik müßte Qualifikationsdefizite abbauen, die möglicherweise bei den Arbeitslosen einer Region vorhanden sind und sie daran hindern, mit der stillen Reserve oder den Zuwandernden konkurrieren zu können. Die (amtlich erfaßte) regionale Arbeitslosigkeit könnte auf diese Weise zusätzlich günstig beeinflusst werden. Zum zweiten läßt sich folgern, die Räume mit überdurchschnittlicher Arbeitslosigkeit müssen speziell gefördert werden, da sie besonders sensitiv auf gesamtwirtschaftliche Konjunkturschwankungen reagieren. Insoweit läßt sich hieraus durchaus auf die Berechtigung einer räumlichen (stabilisierenden) Wirtschaftspolitik schließen, die ja auch in der Bundesrepublik Deutschland ob ihrer vermeintlichen oder tatsächlichen Erfolgslosigkeit immer wieder in Frage gestellt wird.

Anmerkungen

* Der DFG danke ich für die Förderung eines Aufenthaltes an der University of South Carolina, der mich zur Behandlung dieser Fragestellung anregte. Mein Dank gilt auch J. T. Addison und W. Mieth für ihre wertvollen Hinweise und kritischen Anmerkungen.

1 Vgl. Gordon, I.R.: The Cyclical Sensitivity of Regional Employment and Unemployment Differentials. In: Regional Studies (1985), H. 2, S. 95 und die dort zitierte Literatur. Vgl. hierzu auch Keinath, K.: Regionale Konjunkturschwankungen. Eine empirische Analyse der Bundesrepublik Deutschland 1950–1974. — Tübingen 1978, S. 177 ff.

2 Vgl. z.B. Gerlach, K.; Liepmann, P.: Konjunkturelle Aspekte der Industrialisierung peripherer Regionen — dargestellt am Beispiel des ostbayerischen Regierungsbezirkes Oberpfalz. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik (1972), H. 1, S. 16 und S. 18 ff.

3 Vgl. Klemmer, P.; Bremicker, B. (Mitarb.): Abgrenzungen von Fördergebieten — Bochum: Brockmeyer 1983, S. 123 f. = Beitr. Struktur- und Konjunkturforsch. Bd. 20.

4 Vgl. Knigge, R.; Semlinger, K.: Beschäftigungsorientierte Reform der regionalen Strukturpolitik. In: WSI-Mitteilungen (1984), H. 8, S. 487.

5 Diese Untersuchungsebene wurde gewählt, weil sie die längste Zeitreihe ermöglicht und sich zudem die zu verarbeitende Datenmenge noch in Grenzen hält. Außerdem kann dadurch das hier zu behandelnde Thema rascher der notwendigen wissenschaftlichen Diskussion zugeführt werden. Allerdings ließe eine kleinräumigere Betrachtung regionalpolitisch differenziertere Aussagen zu.

6 Vgl. Gordon, I.R., a.a.O., S. 97.

7 Vgl. Thirlwall, A.P.: Regional Unemployment As A Cyclical Phenomenon. In: Scottish Journal of Political Economy (1966), H. 2, S. 210 ff. sowie S. 206.

8 Vgl. Bell, D.: Regional Output, Employment And Unemployment Fluctuations. In: Oxford Economic Papers, New Series (1981), H. 1, S. 50 f.

9 Hier tritt ein gewisser Unterschied zu Keinath, K., a.a.O. S. 186 f. auf, der für seinen Untersuchungszeitraum einen Gleichlauf von Schleswig-Holstein-Hamburg sowie Niedersachsen-Bremen mit dem Bund konstatiert.

10 Jedoch sind diese Unterschiede nur für die Landesarbeitsamtsbezirke Niedersachsen-Bremen, Hessen, Baden-Württemberg, Nordbayern und Südbayern signifikant.

11 Dabei dürfte das Vorhandensein von Basiseffekten der gravierendste Einwand sein.

12 Vgl. die mathematischen Ableitungen in der bereits zitierten Arbeit von Bell.

13 Zum Norden der Bundesrepublik werden die Landesarbeitsamtsbezirke Schleswig-Holstein-Hamburg und Niedersachsen-Bremen gezählt, zum Süden die Landesarbeitsamtsbezirke Hessen, Rheinland-Pfalz-Saarland, Baden-Württemberg, Nordbayern sowie Südbayern.

14 Bei $f(t)$ handelt es sich jetzt wieder um einen polynomen Zeitrend zweiter Ordnung.

15 Signifikant von Eins verschieden sind jedoch bei den Männern nur die Koeffizienten der Landesarbeitsamtsbezirke Schleswig-Holstein-Hamburg, Niedersachsen-Bremen, Baden-Württemberg und Nordbayern, bei den Frauen die Koeffizienten der Landesarbeitsamtsbezirke Hessen, Baden-Württemberg und Nordbayern.

16 Die Durchschnittskoeffizienten belaufen sich auf 1.012 (Männer) bzw. 1.004 (Frauen).

17 Es handelt sich hierbei um die Landesarbeitsamtsbezirke Südbayern, Hessen und Baden-Württemberg.

18 Zu diesen Landesarbeitsamtsbezirken werden Niedersachsen-Bremen, Nordbayern und Schleswig-Holstein-Hamburg gezählt. Eigentlich besäße der Landesarbeitsamtsbezirk Berlin (West) die dritthöchste Durchschnittsquote zwischen 1959 und 1985, doch wird er hier wegen politisch bedingter Eigentümlichkeiten ausgeklammert. Die Werte einschließlich Berlin (West) betrügen 1.111 für die Männer und 1.062 für die Frauen.

19 Klammerte man den Landesarbeitsamtsbezirk Berlin (West) aus, so fiel diese Aussage noch pointierter aus. In diesem Falle belief sich r_M auf 0.956 und r_F auf 0.421.

20 Sie sollen u.a. Gegenstand einer Anschlußuntersuchung über "regionale Arbeitsmarktanpassungsprozesse" sein.

21 Vgl. z.B. Gordon, I.R., a.a.O., S. 99.

22 In dieser Gleichung ist der Koeffizient von U_N signifikant von Eins verschieden, der Koeffizient von U_N^2 signifikant von Null. Die übrigen Koeffizienten sind nicht signifikant. Diese Spezifikation wurde gewählt, um aus dem Koeffizienten von U_N weitgehend den Trend zu eliminieren.

23 Vgl. hierzu ergänzend Genosko, J.: Die Arbeitslosenquote — ein Konzept mit Mängeln. Dargestellt am Beispiel Ostbayerns. In: Konjunkturpolitik (1979), H. 1, S. 14 f.

24 Vgl. Gordon, I.R., a.a.O., S. 100 ff.

25 Zu diesem Argument vgl. auch die eingangs zitierte Arbeit von Gerlach und Liepmann.

26 Vgl. Bell, D.N.F.; Hart, R.A.: The Regional Demand for Labour Services. In: Scottish Journal of Political Economy (1980), H. 2, S. 144.

27 Es sei jedoch nochmals darauf hingewiesen, daß die Ermittlung der Beschäftigung vor 1974 mit einigen Problemen behaftet ist. Deswegen soll die Angabe der beiden Standardabweichungen eher eine Tendenz als eine exakte Quantifizierung ausdrücken.

28 Die Variationskoeffizienten (relative Streuungen) betragen 2.4 und 0.6.

29 Dafür sprechen auch die Korrelationskoeffizienten:

$$r_{59-85}^a = 0.744; \quad r_{59-85}^p = 0.842;$$

$$r_{74-85}^a = 0.792; \quad r_{74-85}^p = -0.776.$$

30 Vgl. Gordon, I.R., a.a.O., S. 103.

31 Vgl. zum letzteren auch Genosko, J.: Ursachen und Auswirkungen räumlicher Mobilität. — Regensburg 1978, S. 79.

32 Vgl. hierzu z.B. Jüttner, D.J.: Arbeitspotential, Arbeitsmarktreserven und Vollbeschäftigung. In: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft (1972), H. 1, S. 22–38.

33 Vgl. Gordon, I.R.: The Cyclical Interaction between Regional Migration, Employment and Unemployment. In: Scottish Journal of Political Economy (1985), H. 2, S. 137.