

Regionales Wachstum und regionale Arbeitslosigkeit: Okun's Law in den Ländern der Bundesrepublik Deutschland (West) 1960-1993

Jörg Lüschow und Gerhard Untiedt, Münster

Kurzfassung

In dieser Untersuchung wird der Zusammenhang zwischen dem Wachstum des Sozialprodukts und der Arbeitslosigkeit unter Verwendung von Okun's Law in den Ländern der Bundesrepublik Deutschland von 1960 bis 1993 untersucht. Es kann erstens festgestellt werden, daß im Zeitraum bis 1973 nur ein schwacher inverser Zusammenhang zwischen Arbeitslosenquote und Wachstum zu beobachten ist. Ursache dürfte der geräumte Arbeitsmarkt und die Vollauslastung der Kapazitäten sein. Das zweite wichtige Resultat ist, daß ab 1974 in allen Regionen von einem signifikanten inversen Zusammenhang ausgegangen werden kann und eine einprozentige Reduktion der Outputlücke zu einer Reduktion der Arbeitslosenquote um ca. 0,3 Prozent führt. Drittens ergab sich, daß die regionalen Okun-Koeffizienten statistisch nicht verschieden sind. Schließlich lassen sich aus den Ergebnissen keine empirischen Hinweise für die Gültigkeit der Entkoppelungstheorie ableiten.

Gliederung

1. Einführung und Problemstellung
2. Regionale Outputlücken und konjunkturelle regionale Arbeitslosigkeit
3. Okun's Law in den Bundesländern Deutschlands (West)
 - 3.1 Schätzverfahren
 - 3.2 Ergebnisse
4. Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse

Literaturverzeichnis

Anhang

1. EINFÜHRUNG UND PROBLEMSTELLUNG

Die wirtschaftliche Lage in Deutschland hat sich in den letzten Monaten dramatisch verschlechtert. Gegenwärtig sind über 4,2 Mio. Menschen in West- und Ostdeutschland offiziell als arbeitslos registriert. Das Wirtschaftswachstum hat sich 1995 gegenüber 1994 spürbar von 2,4 auf 1,5 Prozent verringert.

Die Prognosen weisen für 1996 einen weiteren Rückgang des Wachstums aus.¹ Bedingt durch das geringe Wachstum ist somit auch in diesem Jahr keine spürbare Entlastung auf dem Arbeitsmarkt zu erwarten. Um die Arbeitslosigkeit zu reduzieren, wird neben Vorschlägen wie Flexibilisierung des Arbeitsangebotes, Senkung der Zumutbarkeitsschwellen für die Aufnahme von Arbeit oder Kürzung der Arbeitslosenhilfe auch wieder die Bedeutung des wirtschaftlichen Wachstums betont. Kurz- bis mittelfristig bedeutet ein steigendes Sozialprodukt eine bessere Auslastung der verfügbaren Produktionsfaktoren Kapital und Arbeit. Langfristig führt Wachstum zu einer Ausweitung der Kapazitäten und somit auch zu einem Anstieg an dauerhaften sowie wettbewerbsfähigen Arbeitsplätzen.

Die inverse Beziehung zwischen konjunkturellen Schwankungen des gesamtwirtschaftlichen Auslastungsgrades und dem Niveau bzw. der Veränderung der Arbeitslosigkeit ist (Ökonomen seit langem) ein bekannter empirischer Fakt.² Auch die Bedeutung des Zusammenhangs von Wachstum und Beschäftigung oder Arbeitslosigkeit für die gesamtwirtschaftliche Beschäftigungsentwicklung, der immer dann betont wird, wenn infolge von Rezessionen die Arbeitslosigkeit ansteigt, ist nicht neu.³ Überraschend ist andererseits, daß in konjunkturell günstigen Phasen, die durch positive Wachstumsraten des Sozialprodukts geprägt sind, häufig die Auffassung vertreten wird, daß Wachstum zur Beseitigung der Arbeitslosigkeit kaum oder nichts beitrage und Wachstum und Arbeitslosigkeit entkoppelt seien.⁴

Um den Zusammenhang zwischen Wachstum des Sozialproduktes und Arbeitslosigkeit in den Bundesländern näher zu untersuchen, wird auf eine Relation des Amerikaners Arthur Okun zurückgegriffen, die als Okun's Law in die Literatur eingegangen ist. Okun stellte für die USA fest, daß im Konjunkturverlauf für jeden Prozentpunkt, um den die Arbeitslosenquote über den "Normalwert" von 4 Prozent anstieg, das Sozialprodukt um ca. 3 Prozent abnahm,⁵ oder umgekehrt, daß eine Zunahme des gesamtwirtschaftlichen Auslastungsgrades um einen Prozentpunkt im Durchschnitt einen Rückgang der Arbeitslosenquote von nur ca. 0,3 Prozentpunkten bewirkt. Der von Okun ermittelte Wert von etwa 0,3 ist darauf zurück-

1 Vgl. DIW, Wochenbericht 1-2/96 (1996).

2 Vgl. z. B. Okun (1962), Gordon (1984).

3 Vgl. Hof (1994).

4 Vgl. zur Diskussion der Entkoppelungsthese Schalk (1991), Klausling, Schalk (1992), die dort angeführte Literatur.

5 Vgl. Okun (1962).

zuführen, daß während einer konjunkturellen Aufschwungphase u. a. ein Teil der zusätzlich eingestellten Arbeitskräfte nicht aus der Gruppe der registrierten Arbeitslosen, sondern aus der "Stillen Reserve" stammt. Ermutigt durch die günstige konjunkturelle Situation drängen Arbeitskräfte auf den Arbeitsmarkt, die bisher ihre Arbeitskraft nicht angeboten haben. Hinzu kommt, daß während eines Konjunkturaufschwungs auch die Produktivität und die Arbeitszeit pro Beschäftigten zunimmt. Umgekehrt bedeutet dies auch, daß bei einem konjunkturellen Abschwung die registrierte Arbeitslosenquote auch nur unterproportional ansteigt. Die Beschäftigtenquote geht zurück (die Arbeitslosenquote steigt), aber gleichzeitig nimmt auch die Produktivität ab, da die Unternehmen aus arbeitsrechtlichen und Kostengründen die Zahl der Beschäftigten nicht sofort an die geringere Produktion anpassen können oder wollen. Zusätzlich sinkt aber auch die Arbeitszeit pro Beschäftigten, und ein Teil der Arbeitskräfte zieht sich aufgrund der schlechten Arbeitsmarktsituation entmutigt in die "Stille Reserve" zurück.

Zur Charakterisierung des Okun'schen Gesetzes nehmen wir an, daß y_t^k die Lücke zwischen dem logarithmierten tatsächlichen (y_t) und dem logarithmierten potentiellen Output (y_t^P) einer Volkswirtschaft in der Periode t kennzeichnet.⁶

$$(1) \quad y_t^k = y_t - y_t^P$$

Der potentielle Output bzw. das Produktionspotential kennzeichnet das Volumen der gesamtwirtschaftlichen Produktion, das mit den verfügbaren Produktionsfaktoren Arbeit und Sachkapital bei gegebenem Stand des technischen Wissens in einer Periode maximal erstellt werden kann. Unter maximaler Produktion ist aber nicht ein technisch definiertes Outputmaximum zu verstehen, sondern ein Produktionsniveau unter Wahrung bestimmter ökonomischer Nebenbedingungen, wie z. B. einer stabilen Inflationsrate. Weiterhin stellt U_t^k die Lücke zwischen der tatsächlichen (U_t) sowie der "natürlichen", nicht konjunkturellen Arbeitslosenquote (U_t^P) dar:

$$(2) \quad U_t^k = U_t - U_t^P$$

Der Begriff der "natürlichen" Arbeitslosenquote geht auf Friedman (1968) zurück und kennzeichnet jene Arbeitslosigkeit, die auch im Gleichgewicht von Arbeitsangebot und -nachfrage bestehen bleibt. Die Kennzeichnung "natürlich" ist mißverständlich, da die Rate weder naturgegeben noch unveränderlich ist. Man könnte sie besser als die Arbeitslosigkeit bezeichnen, die bestehen bleibt, wenn das Produktionspotential einer Volkswirtschaft ausge-

6 Vgl. Weber (1995).

lastet ist. U_t^P kann durch eine Ausweitung der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage nicht mehr reduziert werden. Mit dem Gesetz von Okun wird jetzt unterstellt, daß zwischen der Outputlücke (1) und der konjunkturellen Arbeitslosigkeit (2) eine stabile Relation besteht, d. h. es gilt:

$$(3) \quad U^k = -\alpha \cdot y^k \quad \text{mit } \alpha > 0$$

Beziehung (3) besagt, daß sich die Lücke zwischen tatsächlicher und "natürlicher" Arbeitslosigkeit um α Prozentpunkte reduziert, wenn sich die Outputlücke um einen Prozentpunkt schließt. Der Parameter α wird als Okun-Koeffizient bezeichnet. Er gibt an, wie stark die Arbeitslosigkeit auf Änderungen des Outputs reagiert.

Okun's Law ist ein empirisches Phänomen und als solches ist es zeit- und raumgebunden und bedarf einer empirischen Überprüfung.⁷ Es gibt zwar auf nationaler Ebene zahlreiche Untersuchungen zu Okun's Law, auf regionaler Ebene sind uns aber keine empirischen Untersuchungen bekannt.⁸ Für die Bundesrepublik Deutschland soll diese Lücke mit der vorliegenden Untersuchung geschlossen werden. Das Ziel der Arbeit besteht darin zu untersuchen, ob Okun's Law auch auf regionaler Ebene nicht verworfen werden kann, und zu prüfen, ob die Okun-Koeffizienten regional identisch sind und im Zeitverlauf stabil bleiben. Da die untersuchten Erhebungseinheiten Teil eines Wirtschaftsraumes sind und somit einer Vielzahl von gemeinsamen Einflußfaktoren (z. B. der Fiskal-, Geld-, Außenhandels- und Tarifpolitik) ausgesetzt und ökonomisch eng miteinander verflochten sind, wird der Einfluß dieser Faktoren bei der Schätzung berücksichtigt.

Der Aufbau der Arbeit ist wie folgt: In Abschnitt 2 werden die Outputlücken und die konjunkturell bedingte Arbeitslosigkeit bestimmt. Dieses ist insoweit problematisch, da das Produktionspotential und die "natürliche" Arbeitslosenquote nicht beobachtbare Größen sind. Zu ihrer Berechnung wird ein Zeitreihenmodell mit segmentierten Trends verwendet. Im dritten Abschnitt werden zunächst verschiedene Verfahren zur Ermittlung des Okun-Koeffizienten dargestellt. Im Anschluß werden die Ergebnisse vorgestellt und interpretiert. Die Arbeit endet mit einer Zusammenfassung der Ergebnisse.

⁷ Vgl. *Bombach* (1988).

⁸ Nationale Untersuchungen sind z. B. von *Okun* (1962), *Gordon* (1984) für die USA, von *Schalk* (1991), *Klausing*, *Schalk* (1992) für die Bundesrepublik Deutschland und in jüngster Zeit erneut für die USA von *Prachowny* (1993) und *Weber* (1995) durchgeführt worden.

2. REGIONALE OUTPUTLÜCKEN UND KONJUNKTURELLE REGIONALE ARBEITSLOSIGKEIT

Eine Schwierigkeit bei der Schätzung der Okun-Beziehung besteht darin, daß sowohl das Produktionspotential und auch die "natürliche" Arbeitslosenquote nicht beobachtbare Größen sind und damit die Outputlücke und die zyklische Arbeitslosigkeit nicht direkt gemessen werden können.⁹ Das Produktionspotential und die "natürliche" Arbeitslosigkeit werden in Anlehnung an *Perron* (1989), *Evans* (1989) und *Weber* (1995) aus Zeittrendmodellen mit Strukturbrüchen berechnet.¹⁰ Die stationären Residuen, d. h. die Abweichungen zwischen den Beobachtungswerten und Schätzwerten, werden als Outputlücken bzw. konjunkturell bedingte Arbeitslosigkeit interpretiert. Für die Bundesrepublik Deutschland und die Bundesländer wird unterstellt, daß für das Produktionspotential und die Arbeitslosenquote zu den Zeitpunkten 1974 und 1982 infolge der Ölpreiskrisen und ab 1990 mit der Wiedervereinigung Strukturbrüche vorliegen. Insbesondere wird angenommen, daß sich die Wachstumsraten des Produktionspotentials verändert haben, während für die "natürliche" Arbeitslosigkeit Niveaushiftungen vorliegen. Ausgangspunkt zur Ermittlung der Produktionspotentiale und der "natürlichen" Arbeitslosigkeiten sind Regressionsmodelle mit regionsspezifischen Koeffizienten:

$$(4) \quad y_{rt} = \beta_{0r} + \beta_{1r}t + \beta_{2r}D_1 + \beta_{3r}D_1t + \beta_{4r}D_2 + \beta_{5r}D_2t + \beta_{6r}D_3 + \varepsilon_{1t}$$

$$(5) \quad U_{rt} = \gamma_{0r} + \gamma_{1r}t + \gamma_{2r}D_1 + \gamma_{3r}D_2 + \gamma_{4r}D_3 + \varepsilon_{2t}$$

mit: y : logarithmiertes reales Bruttoinlandsprodukt

U : Arbeitslosenquote in Prozent

r : Schleswig-Holstein/Hamburg, Niedersachsen/Bremen, Nordrhein-Westfalen, Hessen, Rheinland-Pfalz, Baden-Württemberg, Bayern, Saarland, West-Berlin

t : 1, ..., 34 (1960, ..., 1993)

und

⁹ Methoden zur Berechnung des Produktionspotentials reichen von einer einfachen Peak-to-Peak-Methode über die Methode der gleitenden Durchschnitte bis hin zu Verfahren, in denen explizit wie bei der *Deutschen Bundesbank* (1995) mit einer CES-Produktionsfunktion, bzw. implizit wie beim *Sachverständigenrat* (SVR 1995) mit einer Frontier-Production-Function auf Basis einer Cobb-Douglas-Funktion vorgegangen wird. Vgl. auch *Heise* (1991), *SVR* (1995) und zum Ansatz des SVR auch *Hansen* (1993, 242 ff.).

¹⁰ Im Prinzip handelt es sich bei diesem geschätzten Produktionspotential um den durchschnittlichen Auslastungsgrad der tatsächlichen Produktion.

$$D_1 = \begin{cases} 1 & \text{für } t^* \geq 1974 \text{ (} t \geq 15 \text{)} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

$$D_2 = \begin{cases} 1 & \text{für } t^* \geq 1982 \text{ (} t \geq 23 \text{)} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

$$D_3 = \begin{cases} 1 & \text{für } 1990 \leq t^* \leq 1993 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Gleichung (4) wurde zur Bestimmung des Produktionspotentials für die Bundesländer für den Zeitraum 1960 bis 1993 mit dem Kleinste-Quadrate-Verfahren jeweils einzeln geschätzt. Aus den Schätzwerten, die in der Tabelle A1 im Anhang enthalten sind, ergeben sich aus den Steigungskoeffizienten die durchschnittlichen Wachstumsraten des Potentialoutputs in den Regionen für die Zeiträume 1960 bis 1973, 1974 bis 1981 und 1982 bis 1993.¹¹ Tabelle 1 enthält die Ergebnisse. Die geschätzten Wachstumsraten stimmen für die Bundesrepublik (West) mit den Ergebnissen anderer Autoren weitgehend überein.¹² Aus den regionspezifischen durchschnittlichen Wachstumsraten ergibt sich für Deutschland (West) eine ungewichtete durchschnittliche Wachstumsrate, die nur um ca. 0,1 Prozent von der direkt geschätzten abweicht. Für die Regionen sind unterschiedliche Wachstumsraten für das Outputpotential und ihre Reaktion auf die Ölpreiskrisen festzustellen. Während die Wachstumsraten für die Zeit vor dem ersten Ölpreisschock zwischen etwa 3 und 5 Prozent lagen, betrugen sie danach etwa 2 bis 3,5 Prozent und sanken für den Zeitraum ab 1982 auf 1,5 bis 3 Prozent. Von der ersten Ölpreiskrise waren Schleswig-Holstein/Hamburg, Nordrhein-Westfalen, Baden-Württemberg und Berlin besonders stark betroffen, während im Anschluß an die zweite Ölpreiskrise Niedersachsen/Bremen und Rheinland-Pfalz ausgeprägte Wachstumsverluste aufweisen. Als einziges Bundesland weist Berlin ab 1982 eine höhere Potentialwachstumsrate als vorher auf.

¹¹ Erwähnt sei, daß alle Koeffizienten für die Strukturbrüche (mit Ausnahme des Saarlandes im Jahr 1990) signifikant von Null verschieden sind. Es ergeben sich nur geringfügige Unterschiede, wenn die Strukturbrüche auf andere, in der unmittelbaren Umgebung liegende Zeitpunkte gelegt werden.

¹² Vgl. Heise (1991), der durchschnittliche Potentialwachstumsraten u. a. auch für den SVR und die Bundesbank bis 1990 ausweist. Die Bundesbank (1995) berechnet für den Zeitraum 1982 bis 1993 eine durchschnittliche Wachstumsrate von 2,3 Prozent. Auch der SVR (1994) ermittelt für diesen Zeitraum eine Wachstumsrate von etwa 2,3 Prozent. Das Jahresgutachten 1995 (SVR, 1995) weist nach Revision einen etwas höheren Wert von 2,7 Prozent auf.

Tabelle 1: Wachstumsraten des Potentialoutputs (in Prozent)

	1960 - 1973	1974 - 1981	1982 - 1993
Deutschland (West)	4,2 (4,1)*	2,7 (2,6)*	2,4 (2,3)*
Schleswig-Holstein/ Hamburg	3,7	1,9	1,7
Niedersachsen/ Bremen	3,5	2,9	1,5
Nordrhein-Westfalen	3,7	2,0	1,7
Hessen	4,9	3,3	2,9
Rheinland-Pfalz	4,5	2,8	1,9
Baden-Württemberg	4,8	2,8	2,8
Bayern	4,6	3,5	2,9
Saarland	2,8	2,2	2,0
West-Berlin	4,0	1,9	2,9

* Berechnet als ungewichteter Durchschnitt der regionalen Wachstumsraten

Tabelle 2: Durchschnittliche "natürliche" Arbeitslosenquoten in den Ländern (in Prozent)

	1960 - 1973	1974 - 1981	1982 - 1989	1990 - 1993
Deutschland (West)	0,8	3,6	7,5	5,8
Schleswig-Holstein/Hamburg	0,8	4,0	9,5	7,0
Niedersachsen/Bremen	1,1	4,2	9,8	8,0
Nordrhein-Westfalen	0,9	4,0	9,0	7,2
Hessen	0,6	3,0	5,9	5,0
Rheinland-Pfalz	0,7	3,8	7,3	5,5
Baden-Württemberg	0,3	2,3	4,6	3,5
Bayern	1,1	3,4	5,9	4,4
Saarland	1,1	5,3	9,6	9,6
West-Berlin	1,1	3,5	8,7	8,5

Schätzwerte für die regionalen "natürlichen" Arbeitslosenquoten ergeben sich aus einer KQ-Schätzung der Gleichung (5), deren Ergebnisse in Tabelle A2 enthalten sind. Alle Dummyvariablen für die Niveauverschiebungen sind signifikant von Null verschieden, die Steigungsparameter sind lediglich in Nordrhein-Westfalen und Berlin signifikant. Ihre Bedeutung ist nur gering. Für das Saarland ist die Dummyvariable D3 nicht im Ansatz enthalten, da der Schätzwert in der Outputgleichung nicht signifikant von Null verschieden war. Die durchschnittlichen "natürlichen" Arbeitslosenquoten, die aus der Gleichung (5) für die Bundesländer resultieren, sind in Tabelle 2 zusammengefaßt. Während die "natürlichen" Arbeitslosenquoten für den Zeitraum 1974 bis 1981 mit Ausnahme von Baden-Württemberg und dem Saarland noch eng beieinander liegen, so nimmt die Streuung für den Zeitraum 1982 bis 1989 erheblich zu.

Unter Verwendung der geschätzten Produktionspotentiale und der "natürlichen" Arbeitslosenquoten ergeben sich die in Abbildung 1 dargestellten regionalen Schätzwerte für die Outputlücken und die konjunkturell bedingte Arbeitslosigkeit. Die inverse Beziehung zwischen konjunktureller Arbeitslosenquote und Outputlücke ist deutlich zu erkennen.

Die Überprüfung der Residuen der Gleichungen (4) und (5) auf Stationarität kann mit dem Dickey-Fuller-Test (DF-Test) bzw. dem Augmented Dickey-Fuller-Test (ADF-Test) durchgeführt werden. Prinzipiell ist es möglich, die Überprüfung für jede Region separat durchzuführen. Dieses ist jedoch aus mehreren Gründen nicht sinnvoll: Erstens ist gezeigt worden, daß die DF- und ADF-Testverfahren dahin tendieren, einen differenzenstationären Zeitreihenverlauf zu favorisieren, wenn tatsächlich ein trendstationäres Modell mit einem Strukturbruch der "wahre" datengenerierende Prozeß ist (Perron, 1989). Zweitens ist es in "kleinen" Stichproben möglich, jeden trendstationären Prozeß durch ein differenzenstationäres Modell abzubilden (Campbell, Perron, 1991) und umgekehrt. Eine Alternative besteht darin, von "gepoolten" Daten auszugehen. Wie Levin und Lin (1993) gezeigt haben, verbessert sich die Macht der Testverfahren entscheidend. Wenn davon ausgegangen werden kann, daß die Störterme über die Zeit und die Regionen unabhängig und identisch verteilt sind, kann auf die bekannten kritischen Werte für den DF- bzw. ADF-Test zurückgegriffen werden. Da hier aber a priori Strukturbrüche vermutet werden und bekannt ist, daß die DF- und ADF-Verteilungen sensibel auf die Einführung von zusätzlichen deterministischen Variablen reagieren, sind die Standard-DF- und ADF-Verteilungen nicht anwendbar. Rappoport, Reichlin (1989) haben aber kritische Werte für verschiedene Strukturzeitpunkte und für eine unterschiedliche Zahl an Strukturbrüchen vorgelegt. Sie werden hier der Überprüfung auf Stationarität als Richtlinie zugrunde gelegt.

Abbildung 1: Outputlücken (y^k) und konjunkturelle Arbeitslosigkeit (U^k)

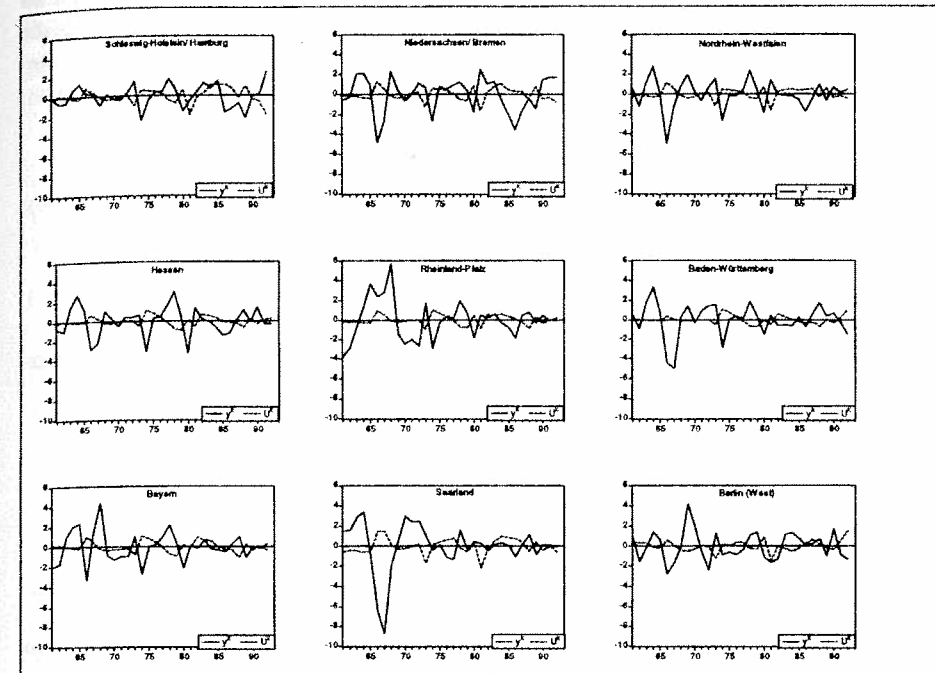


Tabelle 3: Überprüfung der konjunkturellen Arbeitslosigkeit und der Outputlücken auf eine Unit Root

$\Delta x_t = \rho \cdot x_{t-1} + \gamma_{0r} + \gamma_{1r} \cdot D_1 + \gamma_{2r} \cdot D_2 + \gamma_{3r} \cdot D_3 + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta x_{r,t-j} + \varepsilon_{rt}$		
Gleichung:		
y	$c_r=c, b_{1r}=b_{2r}=b_{3r}=0$	-2,60
y	nicht restringiert	-5,55
U	$c_r=c, b_{1r}=b_{2r}=b_{3r}=0$	-3,96
U	nicht restringiert	-8,31

Kritische Werte: -5,45 (1 Prozent-Niveau); -4,76 (5 Prozent-Niveau), Quelle: Rappoport, Reichlin (1989).

Tabelle 3 enthält die Ergebnisse der Überprüfung auf Stationarität. Weder der Output noch die Arbeitslosenquote sind ohne Berücksichtigung der Strukturbrüche stationär. Werden sie berücksichtigt, können die Reihen aber als trendstationär betrachtet werden, so daß die konjunkturelle Arbeitslosenquote und die Outputlücke stationär sind und die übliche Regressionstheorie zur Modellierung der Okun-Beziehung eingesetzt werden kann.

3. OKUN'S LAW IN DEN BUNDESLÄNDERN DEUTSCHLANDS (WEST)

3.1 Schätzverfahren

Basis für die Schätzung von Okun's Law sind die im zweiten Abschnitt berechneten Schätzwerte für die Outputlücke und die konjunkturelle Arbeitslosigkeit:

$$(1') \quad \hat{y}_t^k = y_t - \hat{y}_t$$

$$(2') \quad \hat{u}_t^k = U_t - \hat{U}_t$$

$$(3') \quad \hat{U}_t^k = \alpha_r \hat{y}_t^k + \varepsilon_{3t}$$

Zur Schätzung des Okun-Koeffizienten α in der Gleichung (3') werden drei Ansätze (ein statisches Modell, ein vektorautoregressives Modell und ein Kointegrationsmodell) mit zwei Schätzverfahren (die KQ-Methode und Zellner's SUR-Methode) verwendet.

Die statischen Modelle sind durch Gleichung (3') gegeben. Wird unterstellt, daß die Störgrößen über die Regionen nicht korreliert sind und die üblichen Annahmen Gültigkeit besitzen, dann liefert das KQ-Verfahren für jede Region beste lineare und unverzerrte Schätzwerte für die unbekanntenen Regressionsparameter. Ein Effizienzverlust tritt ein, wenn die Regionen den gemeinsamen Einfluß latenter, nicht im Modell enthaltener Variablen ausgesetzt sind. Latente Variable können hier z. B. die Geld- und Fiskalpolitik, die Wechselkurse, Importpreise und die sektorale Verflechtung der regionalen Ökonomien sein. Ihr Einfluß zeigt sich in der Korrelation der Residuen der KQ-Schätzung von Gleichung (3') über die Gleichungen der verschiedenen Regionen. Eine Berücksichtigung des Einflusses dieser latenten Variablen kann über das SUR-Modell erfolgen (Zellner, 1962).¹³

¹³ Das SUR-Modell kann hier als ein Sonderfall der Modelle der räumlichen Autokorrelation betrachtet werden. Es besitzt den Vorzug, daß die räumliche Abhängigkeit nicht über eine bestimmte parametrische Funktion (den sog. spatial weights) modelliert wird, sondern allgemein über eine nichtspezifische allgemeine Kovarianzmatrix hergeleitet wird. Vgl. Anselin (1988, Chapter 10) und die dort zitierte Literatur.

Der zweite Ansatz geht auf Blanchard (1989) zurück. Dabei wird eine Version von α geschätzt, die die einstufigen Prognosefehler der zyklischen Arbeitslosenquote zu den einstufigen Prognosefehlern der Outputlücke in Beziehung setzt. Hierzu ist eine zweistufige Vorgehensweise notwendig: Zunächst wird ein bivariates VAR-Modell sowohl für die Outputlücke und die konjunkturelle Arbeitslosenquote geschätzt:

$$(6) \quad U_t^k = \sum_{i=1}^k \gamma_{1i} U_{t-i}^k + \sum_{i=1}^k \gamma_{2i} y_{t-i}^k + \varepsilon_{u,t}$$

$$(7) \quad y_t^k = \sum_{i=1}^k \gamma_{3i} U_{t-i}^k + \sum_{i=1}^k \gamma_{4i} y_{t-i}^k + \varepsilon_{y,t}$$

Die Okun-Beziehung ergibt sich aus den Residuen des VAR-Modells als:

$$(8) \quad \hat{\varepsilon}_{u,t} = -\alpha \hat{\varepsilon}_{y,t} + \zeta_t$$

wobei ζ_t eine Störvariable mit den üblichen Eigenschaften ist. Der Okun-Koeffizient in Modell (8) stellt nun nicht mehr eine direkte Beziehung zwischen dem Outputwachstum und der konjunkturellen Arbeitslosigkeit her, sondern zwischen den zufälligen, nicht prognostizierbaren Störungen der Arbeitslosenquote und den zufälligen, nicht prognostizierbaren Störungen der Outputänderung.

Eine dritte Möglichkeit zur Spezifikation ist gegeben, wenn berücksichtigt wird, daß y_t und U_t nach Trendbereinigung kointegriert sein sollten (Weber, 1995), so daß eine Kointegrationsgleichung zu einem 'superkonsistenten' Schätzwert für den Okun-Koeffizienten α führt (vgl. Engle, Granger, 1987). Lösen wir dazu die Gleichungen (4) und (5) nach U^k und y^k auf, setzen diese in (3) ein, so erhalten wir nach einigen Umformungen:¹⁴

¹⁴ Wenn y und U differenzenstationäre Reihen sind, ergibt sich eine Schwierigkeit bei der Modellierung des vektorautoregressiven Modells, Gleichung (6) und (7). Wie Engle, Granger (1987) und Campbell, Perron (1991) gezeigt haben, ist ein vektorautoregressives Modell fehlspezifiziert, wenn die untersuchten Reihen separat differenzenstationär und kointegriert sind. In diesem Fall muß der Fehlerkorrekturterm, der aus Gleichung (9) folgt, als Regressor in den Gleichungen (6) und (7) enthalten sein. Da hier aber sowohl die Arbeitslosenquoten und auch die logarithmierten Outputreihen trend- und nicht differenzenstationär sind, ist es nicht notwendig den Fehlerkorrekturterm in das vektorautoregressive Modell aufzunehmen.

$$(9) \quad U_{rt} = \eta_{0r} + \eta_{1r}t + \eta_{2r}D_1 + \eta_{3r}D_2t + \eta_{4r}D_2t + \eta_{5r}D_2t + \eta_{6r}D_3 + \alpha_r y_{rt} + \varepsilon_{rt}$$

$$\text{mit } \eta_{0r} = \gamma_{0r} - \alpha\beta_{0r}, \eta_{1r} = \gamma_{1r} - \alpha\beta_{1r}, \eta_{2r} = \gamma_{2r} - \alpha\beta_{2r}, \eta_{3r} = -\alpha\beta_{3r}, \\ \eta_{4r} = \gamma_{3r} - \alpha\beta_{4r}, \eta_{5r} = -\alpha\beta_{5r}, \eta_{6r} = \gamma_{4r} - \alpha\beta_{6r}$$

Es ist wichtig zu betonen, daß die diskutierten Methoden unterschiedliche Ansätze zur Modellierung der Output-Arbeitslosenquote-Beziehung sind und nicht Schätzwerte für ein und dasselbe theoretische Konstrukt darstellen. Über die statische KQ-Schätzung wird nur eine strikt kontemporäre Beziehung erfaßt. Kurz- bzw. langfristige Reaktionen bleiben unberücksichtigt. Im Ansatz von Blanchard werden unvorhersehbare Prognosefehler zueinander in Beziehung gesetzt, der Okun-Koeffizient gibt hier den Zusammenhang zwischen nicht-prognostizierbaren Fehleinschätzungen wieder. Die Kointegrationsgleichung auf der anderen Seite erfaßt die langfristige Beziehung, wobei kurzfristige Dynamiken vernachlässigt werden. Die Interpretation und jeder Vergleich der Schätzergebnisse muß berücksichtigen, daß sie zwar Schätzwerte für ein und denselben Parameter sind, sie sich jedoch auf unterschiedliche Zeithorizonte beziehen: die zeitgleiche, die langfristige und die zeitgleiche Beziehung zwischen nichtprognostizierbaren Ein-Schritt-Prognosefehlern.

3.2 Ergebnisse

Die dargestellten Ansätze zur Schätzung des Gesetzes von Okun werden im folgenden unter Verwendung von Zeitreihendaten von 1960 bis 1993 für die Bundesländer der Bundesrepublik Deutschland geschätzt. Zunächst werden die Ergebnisse des statischen Modells erläutert, die mit der Methode der kleinsten Quadrate ermittelt wurden. Die Schätzungen dieses Modells und auch die der anderen wurde für drei verschiedene Zeiträume durchgeführt: Der komplette Sample von 1960 bis 1993 sowie zwei Teilzeiträume von 1960 bis 1973 und 1974 bis 1993. Tabelle 4 faßt die OLS-Ergebnisse des statischen Modells zusammen. Die Koeffizienten zeigen, daß der unterstellte Zusammenhang zwischen Output- und Arbeitslosigkeitslücke nicht in jeder Region während des gesamten Zeitraums bestanden hat. In Rheinland-Pfalz ist der Okun-Koeffizient bei Untersuchung des gesamten Stützbereiches nicht signifikant von Null verschieden. Auch in den meisten anderen Regionen sind die geschätzten Koeffizienten erheblich niedriger als der ursprünglich von Okun ermittelte Wert.

Tabelle 4: Ergebnisse des statischen Modells

Region	OLS-Schätzung						G-Q ^d
	α^a			\bar{R}^2	Chow ^b	LM _{AR} (2) ^c	
	1960-93	1960-73	1974-93	1974-93	t=1974	1974-93	
Schlesw.-Holstein/ Hamburg	0,32 (2,14)	0,02* (1,64)	0,40 (2,02)	0,23	1,64	0,26	7,71
Niedersachsen/ Bremen	0,26 (5,52)	0,18 (2,96)	0,35 (4,13)	0,43	2,45	2,72	3,48
Nordrhein- Westfalen	0,27 (5,27)	0,20 (5,10)	0,39 (2,76)	0,48	3,76	0,06	5,32
Hessen	0,20 (6,19)	0,11 (2,35)	0,23 (5,49)	0,53	2,27	4,87	3,86
Rheinland-Pfalz	0,04* (1,01)	-0,03* (-0,88)	0,37 (3,86)	0,51	20,21	0,02	1,16
Baden- Württemberg	0,13 (2,61)	0,04 (1,82)	0,37 (6,40)	0,65	31,21	0,87	6,31
Bayern	0,18 (3,35)	0,07* (1,15)	0,36 (6,32)	0,49	9,49	5,10	2,02
Saarland	0,21 (5,21)	0,15 (5,25)	0,47 (2,25)	0,28	4,07	5,95	4,90
West-Berlin	0,11* (1,51)	0,06* (0,59)	0,24* (1,58)	0,18	1,66	0,77	0,95

Anmerkungen:

* Nicht signifikant auf dem 10 Prozent-Niveau.

a t-Werte in Klammern berechnet mit Heteroskedastie-konsistenten Standardfehlern, *White* (1980).

b Test auf Strukturstabilität nach *Chow* (1960), der kritische Wert beträgt 4,20 (Irrtumswahrscheinlichkeit 5 Prozent).

c *Breusch* (1978) und *Godfreys* (1978) Test auf fehlende serielle Korrelation der Residuen, der kritische Wert beträgt 6,0 (Irrtumswahrscheinlichkeit 5 Prozent).

d Test auf Heteroskedastizität nach *Goldfeld, Quandt* (1965), Teilzeiträume 1960 bis 1973 und 1974 bis 1993, der kritische Wert beträgt 2,56 (Irrtumswahrscheinlichkeit 5 Prozent).

Unterteilt man den Schätzzeitraum in die Zeit vor und nach dem ersten Ölpreisschock, so ändern sich die Resultate beträchtlich. Zwischen 1960 und 1973 kann für die meisten Regionen nur ein geringer oder gar kein Zusammenhang nachgewiesen werden. Dies dürfte im wesentlichen das Resultat zweier Phänomene der 60er Jahre gewesen sein:

- Das Produktionspotential war während dieses Zeitraums (mit Ausnahme der kurzen Rezession 1967) dauerhaft ausgelastet bzw. teilweise sogar überlastet. Somit konnte auch die bestehende Arbeitslosigkeit nicht abgebaut werden.
- Während dieser Zeit gab es allgemein kein Überangebot an Arbeitskräften, man konnte von einem geräumten Arbeitsmarkt sprechen. Die Arbeitslosenquote von ca. 1 Prozent war strukturell bedingt und konnte somit nicht durch ein stärkeres Wachstum beseitigt werden.

Ab dem ersten Ölpreisschock 1974 kann man dann in allen Ländern einen signifikanten Zusammenhang zwischen Output und Arbeitslosigkeit feststellen. Die Okun-Koeffizienten variieren von 0,24 bis 0,47. Die Ergebnisse deuten an, daß die unterstellte Beziehung regional unterschiedlich ausfällt. Tatsächlich weichen die geschätzten Koeffizienten aber trotz der offensichtlichen Unterschiede statistisch nicht signifikant voneinander ab. Unter der nicht ablehnbaren Restriktion - alle Koeffizienten sind nicht voneinander verschieden - erhält man einen Okun-Koeffizienten von 0,34.¹⁵

Trotz der unterschiedlichen Okun-Koeffizienten in den Zeiträumen 1960 bis 1973 und 1974 bis 1993 kann auf Basis eines Chow-Tests nur in Rheinland-Pfalz, Baden-Württemberg und Bayern signifikant von einem Strukturbruch ausgegangen werden. In den anderen Regionen kann die Nullhypothese der Strukturstabilität nicht verworfen werden.¹⁶ Die Prüfwerte des LM-Test auf Autokorrelation bis zum Lag 2 für den Zeitraum 1974 bis 1993 weisen daraufhin, daß die Nullhypothese fehlender residualer Korrelation nicht verworfen werden kann. Betrachten wir den Test auf residuale Autokorrelation als einen allgemeinen Fehlspezifikationstest (Hendry, Mizon, 1978), so kann in allen Bundesländern die Hypothese korrekt spezifizierter Gleichungen nicht verworfen werden. Der Erklärungswert für den Zeitraum 1974 bis 1993 ist insgesamt befriedigend, da es sich bei der endogenen Variable um eine Differenzgröße handelt.

Die Schätzwerte des OLS-Verfahrens sind aber nur dann effizient, wenn räumliche Unkorreliertheit der Residuen vorausgesetzt werden kann. Tabelle 5 enthält die Korrelationskoeffizienten der Residuen der OLS-Schätzung. In den meisten Fällen besteht eine erhebliche Korrelation zwischen den Residuen der Regionen. Sie bringt den Einfluß latenter Variablen

¹⁵ Ein Likelihood-Ratio(LR-)Test der Nullhypothese $H_0: \alpha_r = \alpha$ führte zu einem Prüfwert von 5,01. Der kritische Wert für eine CHI-Quadrat-Verteilung mit 8 Freiheitsgraden beträgt bei einem Signifikanzniveau von 5 Prozent 15,5, so daß die Nullhypothese nicht verworfen werden kann. Der restringierte Schätzwert entspricht damit in etwa dem von Okun (1962) für die USA berechneten Wert von 0,32.

¹⁶ Dieses überraschende Ergebnis ist im wesentlichen darauf zurückzuführen, daß für die beiden Zeiträume die Hypothese gleicher Störvariablenvarianz (vgl. die Ergebnisse des Goldfeld-Quandt-Tests in Tabelle 4) nicht aufrecht erhalten werden kann. In diesem Fall neigt der Chow-Test dazu, die Nullhypothese nicht zu verwerfen, obwohl sie falsch ist (Greene, 1993, 215).

und die räumliche Korrelation zum Ausdruck. Ein LM-Test auf Unkorreliertheit der Residuen (Greene, 1993, 457 f.) führt zu einer Ablehnung der Nullhypothese räumlich unkorrelierter Residuen.¹⁷ Das unterstellte Gleichungssystem kann nicht mehr als ein System von Einzelgleichungen betrachtet werden, sondern muß vielmehr als ein stochastisch interdependentes Mehrgleichungssystem (SUR-Modell) aufgefaßt werden. Die Ergebnisse der Schätzung des SUR-Modells enthält Tabelle 6.

Tabelle 5: Korrelationsmatrix der Residuen

	Schlesw.- Holstein/ Hamburg	Nieder- sachsen/ Bremen	Nord- rhein- westf.	Hessen	Rhein- land- Pfalz	Baden- Württem- berg	Bayern	Saarland	West- Berlin
Schlesw.-Holstein/ Hamburg	1								
Niedersachsen/ Bremen	-0,12	1							
Nordrhein- Westfalen	0,01	0,74	1						
Hessen	-0,23	0,77	0,41	1					
Rheinland-Pfalz	0,07	0,75	0,67	0,60	1				
Baden- Württemberg	-0,09	0,68	0,27	0,83	0,72	1			
Bayern	0,15	0,69	0,44	0,78	0,79	0,87	1		
Saarland	0,14	0,67	0,74	0,41	0,60	0,22	0,43	1	
West-Berlin	-0,23	0,70	0,49	0,52	0,53	0,60	0,40	0,44	1

Die Werte der Koeffizienten bestätigen die bisherigen Aussagen bezüglich der zeitlichen Stabilität und der regionalen Unterschiede. Beim Vergleich der Schätzwerte mit denen der OLS-Schätzung ist festzustellen, daß die Okun-Koeffizienten in Schleswig-Holstein/Hamburg, dem Saarland sowie Berlin höher und in allen anderen Ländern etwas niedriger ausfallen. Auch für die SUR-Schätzung kann trotz der Unterschiede der ermittelten Koeffizienten die Restriktion - alle Koeffizienten sind nicht signifikant voneinander verschieden - nicht verworfen werden.¹⁸ Der gemeinsame restringierte Schätzwert beträgt 0,3 und liegt ebenfalls in der Nähe des ursprünglichen Okun-Koeffizienten. Mit Ausnahme von Schleswig-Holstein/Hamburg und Berlin deuten die Prüfmaße des Chow-Test signifikant

¹⁷ Der empirische Wert beträgt 220,7. Der kritische Wert bei einem Signifikanzniveau von 5 Prozent aus einer CHI-Quadrat-Verteilung mit 36 Freiheitsgraden ist 50,1.

¹⁸ Der Prüfwert für den in Fußnote 15 aufgeführten LR-Test beträgt 2,76.

auf einen Strukturbruch zwischen den beiden Teilzeiträumen hin. Für den Breusch-Godfrey-LM-Test gilt im wesentlichen das gleiche wie für die OLS-Schätzung. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß fällt etwas höher aus, da der Einfluß der gemeinsamen latenten Variablen berücksichtigt wird.

Tabelle 6: Ergebnisse des statischen Modells

Region	SUR- Schätzung						
	α^a			\bar{R}^2	Chow ^b t=1974	LM _{AR} (2) 1974-93	G-Q ^d
	1960-93	1960-73	1974-93				
Schlesw.-Holstein/ Hamburg	0,34 (2,80)	0,0* (1,05)	0,50 (3,71)	0,27	1,06	0,29	7,87
Niedersachsen/ Bremen	0,14 (5,32)	0,14 (7,04)	0,24 (9,75)	0,46	4,72	3,52	3,46
Nordrhein- Westfalen	0,18 (6,34)	0,14 (5,41)	0,29 (7,36)	0,51	4,44	2,33	4,24
Hessen	0,09 (5,13)	0,06 (2,40)	0,15 (7,21)	0,55	5,75	4,0	3,78
Rheinland-Pfalz	0,05* (1,88)	-0,02 (-2,22)	0,34 (14,15)	0,54	19,83	0,10	1,16
Baden- Württemberg	0,04 (1,77)	0,02 (1,78)	0,26 (8,99)	0,67	31,79	2,69	6,56
Bayern	0,08 (2,38)	0,04 (2,58)	0,28 (8,11)	0,52	12,15	5,04	2,06
Saarland	0,14 (4,11)	0,12 (9,66)	0,55 (7,15)	0,32	4,56	4,87	4,65
West-Berlin	0,12 (1,93)	0,04* (1,02)	0,30 (4,48)	0,22	1,30	1,84	0,96

Anmerkungen: siehe Tabelle 4

Tabelle 7 enthält die Schätzergebnisse, die man aus den Ein-Schritt-Prognosefehlern (8) des vektorautoregressiven Modells zweiter Ordnung erhält. Da auch bei diesem Ansatz die Nullhypothese der Unkorreliertheit der Residuen über die Regionen verworfen werden muß¹⁹, werden nur die Schätzwerte für das SUR-Verfahren ausgewiesen.²⁰ Der Test der Nullhypothese auf fehlende residuale Autokorrelation kann für keine Region verworfen werden.

¹⁹ Die Prüfgröße des LM-Tests auf fehlende Korrelation der Residuen beträgt 169,4.
²⁰ Die OLS-Schätzwerte werden auf Anfrage gerne zur Verfügung gestellt.

Tabelle 7: Ergebnisse des vektorautoregressiven Modells

Region	SUR- Schätzung						
	α^a			\bar{R}^2	Chow ^b t=1974	LM _{AR} (2) 1974-93	G-Q ^d
	1960-93	1960-73	1974-93				
Schlesw.-Holstein/ Hamburg	0,29 (2,57)	0,20 (4,12)	0,35 (2,89)	0,22	1,98	0,30	19,38
Niedersachsen/ Bremen	0,25 (9,07)	0,18 (20,66)	0,35 (10,72)	0,51	6,84	0,14	3,53
Nordrhein- Westfalen	0,21 (5,07)	0,19 (7,54)	0,34 (5,40)	0,43	4,97	0,77	8,07
Hessen	0,16 (8,86)	0,09 (5,02)	0,25 (8,62)	0,61	7,81	0,20	5,21
Rheinland-Pfalz	0,09 (2,81)	0,01* (2,12)	0,35 (10,92)	0,50	17,09	0,08	1,40
Baden- Württemberg	0,08 (2,45)	0,04 (11,10)	0,35 (7,56)	0,69	48,01	0,58	7,51
Bayern	0,16 (4,79)	0,12 (3,25)	0,38 (9,18)	0,65	19,68	0,75	2,67
Saarland	0,18 (4,90)	0,14 (11,76)	0,40 (6,53)	0,28	13,79	2,91	4,00
West-Berlin	0,18 (4,10)	0,06* (1,58)	0,26 (4,02)	0,24	4,46	2,24	2,98

Anmerkungen: siehe Tabelle 4

Die Hypothese der Strukturstabilität kann mit Ausnahme von Schleswig-Holstein/Hamburg nicht aufrechterhalten werden. Für den Zeitraum bis 1973 erhalten wir auch hier sehr geringe Okun-Koeffizienten, während für den Zeitraum ab 1974 eine deutliche Erhöhung der Okun-Koeffizienten auf 0,25 bis 0,40 festgestellt wurde. Trotz der Unterschiede der Okun-Koeffizienten kann die Nullhypothese - der Okun-Koeffizient ist für alle Regionen identisch - nicht abgelehnt werden. Der restringierte Schätzwert beträgt 0,33 und liegt sowohl in der Nähe des statischen Modells als auch des ursprünglichen Okun-Koeffizienten.²¹

Tabelle 8 faßt schließlich die Schätzergebnisse des Kointegrationsansatzes zusammen, der die langfristige Beziehung zwischen Outputlücke und Arbeitslosenquote abbildet.

²¹ Der Prüfwert des LR-Tests ist 4,13.

Tabelle 8: Ergebnisse des Kointegrationsmodells

Region	SUR- Schätzung						G-Q ^d
	α^a			\bar{R}^2	Chow ^b t=1974	LM _{AR} (2) c	
	1960-93	1960-73	1974-93				
Schlesw.-Holstein/ Hamburg	0,15 (2,38)	0,01* (1,17)	0,30 (3,53)	0,95	0,30	5,45	4,20
Niedersachsen/ Bremen	0,11 (5,44)	0,14 (7,65)	0,22 (6,17)	0,95	0,53	2,46	5,36
Nordrhein- Westfalen	0,16 (8,41)	0,14 (6,68)	0,27 (6,66)	0,97	0,56	4,77	4,15
Hessen	0,09 (4,62)	0,07 (3,08)	0,18 (7,40)	0,92	0,64	5,31	6,34
Rheinland-Pfalz	0,0* (0,61)	-0,03 (2,86)	0,29 (11,68)	0,95	1,99	3,23	1,61
Baden- Württemberg	0,05 (2,45)	0,02 (2,44)	0,28 (10,21)	0,94	2,59	2,52	14,05
Bayern	0,06 (2,46)	0,04 (2,82)	0,24 (6,80)	0,89	1,02	4,54	2,01
Saarland	0,16 (7,20)	0,14 (18,4)	0,44 (6,09)	0,91	0,88	2,0	6,73
West-Berlin	0,07 (2,85)	0,03* (1,32)	0,25 (6,32)	0,98	0,56	3,75	1,33

Anmerkungen: siehe Tabelle 4

Aufgrund der Ergebnisse des LM-Tests auf Unkorreliertheit der Residuen über die Regionen wurde auch hier das SUR-Verfahren angewandt.²² In allen Regionen besteht zumindest seit 1974 der erwartete inverse Zusammenhang zwischen der Arbeitslosigkeits- und der Output-lücke. Auch in dem Kointegrationsmodell kann die Restriktion regional identischer Okun-Koeffizienten nicht verworfen werden (die Prüfgröße des LR-Tests beträgt 0,87). Für den restringierten Okun-Koeffizienten erhält man einen Schätzwert von 0,28.

²² Der empirische Wert der Prüfgröße beträgt 289,3.

4. ZUSAMMENFASSUNG UND INTERPRETATION DER ERGEBNISSE

Aus den Ergebnissen lassen sich zusammenfassend folgende Schlußfolgerungen für den Zusammenhang von Wachstum und Arbeitslosigkeit auf regionaler Ebene ziehen:

1. Alle Methoden und Ansätze führen zu signifikanten inversen Beziehungen zwischen konjunkturell bedingter regionaler Arbeitslosenquote und der regionalen Outputlücke. Die Schätzwerte sind bezogen auf den gewählten Ansatz nicht sensitiv.
2. Es gibt deutliche Hinweise, daß ab 1974 eine Zunahme der Okun-Koeffizienten gegenüber dem Zeitraum 1960 bis 1973 stattgefunden hat. Im Zeitraum von 1960 bis 1973 konnte in einigen Bundesländern kein signifikanter inverser Zusammenhang zwischen Outputlücke und konjunktureller Arbeitslosigkeit festgestellt werden. In den anderen Ländern war der festgestellte Zusammenhang in aller Regel deutlich niedriger als der ursprünglich von Okun ermittelte Wert.
3. Ursächlich für die geringe bzw. fehlende Arbeitslosigkeit-Output-Relation in dem Teilzeitraum von 1960 bis 1973 dürfte der geräumte Arbeitsmarkt und die Vollausslastung des Produktionspotentials sein.
4. Obwohl die Schätzergebnisse aller Ansätze regionale Unterschiede für den Okun-Koeffizienten aufweisen, sind sie statistisch nicht signifikant verschieden. Dies gilt sowohl für die OLS- als auch für die SURE-Schätzungen. Alle restringierten Schätzwerte (0,28 - 0,35) liegen in der Nähe des von Okun ermittelten Schätzwertes von 0,32.
5. In den drei Ansätzen konnte jeweils signifikant der Einfluß gemeinsamer latenter Variablen nachgewiesen werden. Die Werte der Bestimmtheitsmaße der SUR-Schätzungen verdeutlichen, daß die Berücksichtigung dieses Einflusses bei den ökonometrischen Schätzungen zu einer, wenn auch geringen, Erhöhung der Effizienz führt.
6. Die Ergebnisse ändern sich im allgemeinen nicht durch die Wahl der Strukturzeitpunkte. Bei der Schätzung der Okun-Beziehung mit alternativen Strukturbrüchen (1975, 1981, 1983) änderten sich die regionalen Okun-Koeffizienten geringfügig, die restringierten Schätzwerte blieben jedoch konstant. Allerdings konnte die Nullhypothese fehlender residuale Autokorrelation dann häufig nicht aufrechterhalten werden, und die Werte für das Bestimmtheitsmaß fielen in der Regel niedriger aus.
7. Eine Entkoppelung von Wachstum und Arbeitslosigkeit, wie *Majer* noch 1996 behauptet, kann auch in unserer Studie nicht festgestellt werden.
8. Aus den Ergebnissen folgt zusammenfassend, daß der Okun-Koeffizient eine durchaus nützliche "Daumenregel" zur Prognose der Arbeitslosenquote auf Änderungen des Auslastungsgrades ist und die Aussage getroffen werden kann, daß die Arbeitslosenquote um ca. 1/3 Prozent abnimmt, wenn sich die Outputlücke um 1 Prozent schließt.

LITERATURVERZEICHNIS

- Anselin, L.* (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht.
- Blanchard, O. J.* (1989), A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations, *American Economic Review*, 79, 1146-64.
- Bombach, G.* (1988), Beschäftigung und Arbeitsproduktivität im Konjunkturverlauf. 25 Jahre Okun'sches Gesetz, in: *Franz, W., W. Gaab, J. Wolters* (Hrsg.), *Theoretische und angewandte Wirtschaftsforschung*, Berlin, 3-18.
- Campbell, J. Y., P. Perron* (1991), Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists should know about Unit Roots, *NBER Macroeconomic Annual*, 141-201.
- Chow, G. L.* (1960), Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica*, 28, 591-605.
- Deutsche Bundesbank* (Hrsg., 1995), *Das Produktionspotential in Deutschland und seine Bestimmungsfaktoren*, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, 41-56.
- Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung* (Hrsg., 1996), *Grundlinien der Wirtschaftsentwicklung*, DIW-Wochenbericht 1-2/96.
- Engle, R. F., C. W. J. Granger* (1987), Co-integration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 251-76.
- Evans, G. W.* (1989), Output and Unemployment dynamics in the United States: 1950-1995, *Journal of Applied Econometrics*, 4, 213-38.
- Franz, W.* (1994), *Arbeitsmarktökonomik*, 2. Aufl., Berlin u.a.O.
- Friedman, M.* (1968), The Role of Monetary Policy, *American Economic Review*, 58, 1159-83.
- Goldfeld, S., R. Quandt* (1965), Some test for homoskedasticity, *Journal of the American Statistical Association*, 60, 539-47.
- Gordon, R. J.* (1984), Unemployment and Potential Output in the 1980s, *Brookings Papers on Economic Activity*, 537-64.
- Greene, W. H.* (1993), *Econometric Analysis*, 2nd Edition, Englewood Cliffs.
- Hansen, G.* (1993), *Quantitative Wirtschaftsforschung*, München.
- Heise, M.* (1991), Das volkswirtschaftliche Produktionspotential. Berechnungsmethoden und Aussagewert, *Wirtschaftswissenschaftliches Studium (WiST)*, 20, 553-8.

- Hendry, D. F., G. E. Mizon* (1978), Serial correlation as a convenient simplification, not a nuisance: a comment on a study of the demonad for money by the Bank of England, *Economic Journal*, 88, 549-63.
- Hof, B.* (1991), Die Beschäftigungsschwelle, *Wirtschaftswissenschaftliches Studium (WiST)*, 20, 281-6.
- Hof, B.* (1994), Beschäftigungsschwelle und Wachstum - was besagt die Empirie?, *ifo-Studien*, 127-44.
- Klauder, W.* (1990), Zur Entwicklung von Produktivität und Beschäftigungsschwelle, *Mitt AB*, 23. Jg., 86-99.
- Klausung, L., H. J. Schalk* (1992), Wachstum und Arbeitslosigkeit in den 80ern, in: *Franz, W.* (Hrsg., 1992), *Mikro- und makroökonomische Aspekte der Arbeitslosigkeit*, Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung, 165, 197-211, Nürnberg.
- Levin, A., C.-F. Lin* (1993), Unit Root tests in panel data: New Results, *UCLA Working Paper*.
- Majer, H.* (1996), Entkoppelung, *WISU*, 25, 150-6.
- Okun, A. M.* (1962), Potential GNP: Ist Measurement and Significance, *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, wieder abgedruckt in: *Mueller, M. G.* (Ed., 1971), *Readings in Macroeconomics*, 2nd ed., Hinsdale, 401-10.
- O.V.* (1996), RWI: Wachstumspause dauert nur kurze Zeit, *Handelsblatt* vom 05.03.1996.
- Perron, P.* (1989), The great cash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361-1402.
- Prachowny, M. F. J.* (1993), Okun's Law: Theoretical foundations and revised estimates, *Review of Economics and Statistics*, 75, 331-6.
- Rappoport, P., L. Reichlin* (1989), Segmented trends and non-stationary time series, *Economic Journal*, 99, 168-77.
- Schalk, H. J.* (1991), Zur Entkoppelungsthese von Wachstum und Beschäftigung: Eine empirische Untersuchung mit Okun's Law für die Bundesrepublik Deutschland, *RWI-Mitteilungen*, 42, 205-13.
- SVR* (1994), Jahresgutachten 1994/95 des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, *Bundesdrucksache 13/26* vom 21.11.1994, Wiesbaden.
- SVR* (1995), Jahresgutachten 1995/96 des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, *Bundesdrucksache 13/3016* vom 15.11.1995, Wiesbaden.

Weber, E. E. (1995), Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's coefficient: A New Approach, *Journal of Applied Econometrics*, 10, 433-45.

White, H. (1980), A heteroscedasticity-consistent covariance estimator and a direct test of heteroscedasticity, *Econometrica*, 48, 817-38.

Zellner, A. (1962), An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests of aggregation bias, *Journal of the American Statistical Association*, 57, 500-9.

ANHANG

Tabelle A1: OLS-Schätzwerte für das Produktionspotential

Region	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	\bar{R}^2	DW
Deutschland (West)	13,7 (2376,1)	0,042 (79,4)	0,143 (5,04)	-0,015 (-8,4)		-0,003 (-4,4)	0,05 (6,4)	0,997	2,0
Schlesw.-Holstein/ Hamburg	11,3 (2034,0)	0,037 (55,6)	0,20 (5,9)	-0,018 (-8,6)		-0,002 (-2,5)	0,044 (3,8)	0,997	1,9
Niedersachsen/ Bremen	11,6 (1301,3)	0,035 (35,3)		-0,003 (-4,5)	0,267 (4,6)	-0,017 (-6,5)	0,08 (3,7)	0,994	1,9
Nordrhein- Westfalen	12,5 (1685,8)	0,037 (47,9)	0,178 (5,9)	-0,017 (-8,7)		-0,003 (-4,7)	0,045 (6,2)	0,994	1,9
Hessen	11,3 (1670,0)	0,049 (78,7)	0,148 (2,6)	-0,017 (-4,3)		-0,004 (-2,5)	0,07 (3,6)	0,997	1,5
Rheinland-Pfalz	10,7 (735,4)	0,045 (20,0)	0,136 (2,2)	-0,017 (-4,0)	0,142 (2,3)	-0,009 (-2,5)	0,044 (9,2)	0,992	1,2
Baden- Württemberg	11,8 (1399,6)	0,048 (47,2)	0,210 (8,7)	-0,020 (-)	-0,056 (-5,5)		0,05 (5,9)	0,996	1,5
Bayern	11,8 (1365,6)	0,046 (40,7)	0,091 (1,6)	-0,012 (-3,4)	0,069 (1,1)	-0,006 (-1,6)	0,033 (3,2)	0,997	1,9
Saarland	9,7 (681,2)	0,028 (13,2)	0,082 (2,7)	-0,006 (-2,1)		-0,002 (-3,8)		0,984	0,9
West-Berlin	10,5 (1012,4)	0,040 (25,2)	0,197 (5,2)	-0,022 (-7,9)	-0,240 (-4,0)	0,010 (3,5)	0,044 (3,3)	0,996	1,5

t-Werte in Klammern berechnet mit Heteroskedastie-konsistenten Standardfehlern, White (1980).

Tabelle A2: OLS-Schätzwerte für die „natürliche“ Arbeitslosenquote

Region	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	\bar{R}^2	DW
Deutschland (West)	0,80 (8,3)		2,75 (10,2)	3,93 (12,7)	-1,66 (-5,9)	0,968	2,4
Schlesw.-Holstein/ Hamburg	0,83 (9,6)		3,11 (6,7)	5,57 (11,0)	-2,54 (-6,1)	0,945	2,0
Niedersachsen/ Bremen	1,09 (7,9)		3,16 (9,4)	5,56 (13,0)	-1,83 (-3,6)	0,962	2,3
Nordrhein-Westfalen	0,48 (1,9)	0,058 (1,5)	2,67 (5,1)	4,51 (9,2)	-2,05 (-4,9)	0,970	2,2
Hessen	0,59 (7,7)		2,44 (9,6)	2,92 (9,7)	-0,92 (-2,1)	0,948	1,8
Rheinland-Pfalz	0,72 (6,4)		3,03 (10,3)	3,55 (10,7)	-1,85 (-6,9)	0,961	2,2
Baden-Württemberg	0,24 (5,9)		2,0 (9,0)	2,32 (8,2)	-1,04 (-4,1)	0,945	1,9
Bayern	1,08 (10,6)		2,36 (8,6)	2,49 (7,2)	-1,54 (-3,4)	0,917	1,6
Saarland	1,12 (5,3)		4,22 (10,3)	4,25 (7,9)		0,922	1,1
West-Berlin	0,61 (1,62)	0,07 (1,5)	1,81 (3,1)	4,59 (8,9)	-0,47 (-1,1)	0,968	1,5

t-Werte in Klammern berechnet mit Heteroskedastie-konsistenten Standardfehlern, White (1980).