

St 5859

INSTITUT FÜR STATISTIK
UND ÖKONOMETRIE

XIII / 62

**Das Okun'sche Gesetz: Eine empirische Überprüfung für
ausgewählte OECD-Länder unter besonderer Berücksichtigung
der nationalen Arbeitsmarktordnungen**

Frank Hubert

INSTITUT FÜR STATISTIK
UND ÖKONOMETRIE

Arbeitspapier Nr. 13 (September 1997)

Institut für Statistik und Ökonometrie
Johannes Gutenberg-Universität Mainz
Fachbereich Rechts- und Wirtschafts-
wissenschaften
Haus Recht und Wirtschaft II
D 55099 Mainz

Herausgeber: Univ.-Prof. Dr. P.M. Schulze

© 1997 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz
ISSN Nr. 1430 - 2136

Das Okun'sche Gesetz: Eine empirische Überprüfung für ausgewählte OECD-Länder unter besonderer Berücksichtigung der nationalen Arbeitsmarktordnungen

Gliederung

	Seite
1 Einleitung	1
2 Das Okun'sche Gesetz	2
2.1 Begriff	2
2.2 Verbindung zur Arbeitsmarktordnung	3
3 Statistisch-ökonomisches Instrumentarium	5
3.1 Spezifikation im einfachen Regressionsmodell	5
3.2 Erweiterung zum Pooling-Modell	8
3.3 Testverfahren	10
4 Schätzergebnisse	12
4.1 Einzelschätzungen	12
4.2 Gepoolte Schätzungen	16
5 Fazit	19
Anhang	21
Abkürzungs- und Symbolverzeichnis	24
Literatur- und Quellenverzeichnis	25

Zusammenfassung

Im vorliegenden Beitrag wird der Zusammenhang zwischen Output und Beschäftigung im Konjunkturverlauf über eine Modifizierung des Okun'schen Gesetzes für die Bundesrepublik Deutschland, Frankreich, Großbritannien, Kanada und die USA untersucht. Dabei wird sowohl auf Einzelschätzungen als auch auf Pooling-Schätzungen zurückgegriffen.

Es zeigt sich, daß die Verbindung zwischen Güter- und Arbeitsmarkt in Ländern mit wenig regulierten Beschäftigungsmärkten enger ist als in Staaten, in denen verstärkt institutionelle Hemmnisse vorliegen.

Summary

This article provides an analysis of the cyclical sensitivity of employment to output fluctuations by modifying Okun's law. The methods used are separate equation regressions and pooled regressions for Germany, France, Great Britain, Canada and the USA.

The statistical estimates show, that the link between the market for goods and the labor market is closer in countries with less regulations on labor standards than in countries where there are a lot of restrictions.

1 Einleitung

Die Bekämpfung der hohen Erwerbslosigkeit bleibt trotz zum Teil leicht rückläufiger Arbeitslosenquoten in einzelnen Staaten (z. B. Dänemark, Großbritannien, Niederlande, USA) eines der dominierenden Themen wirtschaftswissenschaftlicher Diskussionen in nahezu allen westlichen Industrieländern. Zwar besteht sowohl in der Politik als auch in der Wissenschaft Einigkeit, daß die Lage auf den Arbeitsmärkten unbefriedigend ist, bei der Suche nach möglichen Gegenmaßnahmen herrscht aber kein Konsens. Während z. B. für die Bundesrepublik Deutschland von Seiten des Sachverständigenrats zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung neben einer zurückhaltenden Tarifpolitik vor allem institutionelle Reformen in Richtung einer erheblichen Flexibilisierung von Tarifverträgen angemahnt werden¹, setzt sich die Arbeitsgruppe Alternative Wirtschaftspolitik für eine "drastische Verkürzung der Arbeitszeit"² ein, um somit wenigstens einen Teil der fehlenden Beschäftigungsmöglichkeiten durch eine Umverteilung von Arbeit zu schaffen.

In dem vorliegenden Beitrag sollen allerdings nicht die unterschiedlichen Lösungsvorschläge diskutiert werden, sondern es soll gezielt der Frage nachgegangen werden, inwieweit sich Schwankungen im Auslastungsgrad des Produktionspotentials in Abhängigkeit von den nationalen Arbeitsmarktverfassungen auch auf dem Beschäftigungsmarkt niederschlagen. Untersuchungsobjekte sind dabei die G7-Länder Deutschland, Frankreich, Großbritannien, Kanada und USA.³ Der betrachtete Zeitraum reicht vom ersten Quartal 1986 bis zum vierten Quartal 1996.

Ausgangspunkt bildet das Okun'sche Gesetz, das in Kapitel 2 diskutiert wird. Dabei wird auch eine Verbindung zu den nationalen Arbeitsmarktordnungen gezogen, da von deren Ausgestaltung maßgebliche Einflüsse auf den Zusammenhang zwischen Güter- und Beschäftigungsmarkt zu erwarten sind⁴. Im dritten Kapitel wird auf das klassische Regressionsmodell und das Pooling-Modell sowie die später verwendeten Tests eingegangen. In Kapitel 4 erfolgt die Darstellung der Schätzergebnisse. Zunächst werden Einzelschätzungen für jedes der fünf betrachteten Länder durchgeführt. Anschließend erfolgt die Überprüfung der Resultate mittels

¹ Vgl. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten 1996/97: Reformen voranbringen, Stuttgart, 1996, S. 202ff.

² Arbeitsgruppe Alternative Wirtschaftspolitik, Memorandum'96: Standortdebatte und Europäische Währungsunion, Köln, 1996, S. 139.

³ Auf die Darstellung von Ergebnissen für die beiden anderen G7-Staaten Italien und Japan wurde verzichtet. Im Fall von Italien liegt dies an den äußerst unbefriedigenden Schätzergebnissen, im Fall von Japan wird von der OECD kein Regulierungsindex für den Arbeitsmarkt ausgewiesen. Dieser wird allerdings für die gepoolten Schätzungen und die abschließende Interpretation der Regressionsergebnisse benötigt.

⁴ Vgl. Buttler, F./Walwei, U., Lösung der Strukturprobleme des Arbeitsmarktes durch Deregulierung des Arbeitsrechts?, in: Brinkmann, C./Schober, K. (Hrsg.), Erwerbsarbeit und Arbeitslosigkeit im Zeichen des Strukturwandels. Chancen und Risiken am Arbeitsmarkt, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Beitr. AB 163, Nürnberg, 1992, S. 234f.

eines Pooling-Modells, wobei die Regulierungsdichte am Arbeitsmarkt als erklärende Komponente zusätzlich berücksichtigt wird. Zum Abschluß folgt eine Zusammenfassung der wesentlichen Ergebnisse sowohl aus ökonomischer als auch aus statistisch-ökonomischer Sicht.

2 Das Okun'sche Gesetz

2.1 Begriff

Dieses Gesetz, das besser als Faustregel bezeichnet werden sollte, wurde 1962 von dem Amerikaner Arthur M. Okun entwickelt⁵. Es besagt, daß ein negativer linearer Zusammenhang zwischen dem Wachstum des realen Bruttosozialprodukts und der Entwicklung der Arbeitslosenquote besteht. Formal läßt sich dieser Sachverhalt wie folgt darstellen:⁶

$$(1) \quad \Delta U = a - \frac{1}{k} \text{WBSP}$$

mit ΔU : Veränderung der Arbeitslosenquote in Prozentpunkten

WBSP: Wachstum des realen Bruttosozialprodukts in %

Bei seinen Schätzungen für die USA auf der Basis von Quartalsdaten vom zweiten Quartal 1947 bis zum vierten Quartal 1960 ermittelte Okun nach verschiedenen Berechnungsmethoden für k Werte zwischen 2,8 und 3,3. Der Okun'sche Koeffizient k besagt hier folglich, daß jedes zusätzliche Prozent Wachstum des realen Bruttosozialprodukts in den Vereinigten Staaten in dem betrachteten Zeitraum mit einem Abbau der Arbeitslosenquote um etwa einen Drittel Prozentpunkt einherging.⁷ Dieser Zusammenhang zwischen Güter- und Arbeitsmarkt wird in diesem Arbeitspapier in erweiterter Form geschätzt und in Verbindung zu den nationalen Arbeitsmarktverfassungen gebracht.

⁵ Vgl. Okun, A. M., Potential GNP: Its Measurement and Significance, in: American Statistical Association (ed.), Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, 1962, S. 98-104.

⁶ Zur formalen Herleitung vgl. Hubert, F., Determinanten der Arbeitslosigkeit in der EU. Eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland, Frankreich, Großbritannien und Italien, Frankfurt/Main, 1997, S. 90ff.

⁷ Eine aktuelle Schätzung für die Bundesrepublik Deutschland mit einem modifizierten Ansatz stammt von der Deutschen Bundesbank. Danach führt ab 1975 eine Veränderung im gesamtwirtschaftlichen Auslastungsgrad um einen Prozentpunkt zu einer gegenläufigen Reaktion der Arbeitslosenquote von rund 0,4 Prozentpunkten. Vgl. Deutsche Bundesbank, Monatsbericht April 1997, 49. Jg., Nr. 4, S. 36.

2.2 Verbindung zur Arbeitsmarktordnung

Ausgangspunkt der Überlegungen in diesem Unterkapitel ist die von zahlreichen Autoren angeführte enge Verbindung zwischen der Ausgestaltung der Arbeitsmarktverfassung und der Entwicklung der Erwerbslosigkeit. Dabei ist zu unterscheiden, ob institutionelle Hemmnisse generell für hohe Arbeitslosenquoten verantwortlich gemacht werden⁸ oder ob nur eine Beeinträchtigung der personalpolitischen Flexibilität im Konjunkturverlauf durch einen sehr stark regulierten Arbeitsmarkt gesehen wird⁹. Letzterer Ansatz führt dann im Vergleich zu nicht regulierten Beschäftigungsmärkten zu höherer Erwerbslosigkeit im Aufschwung wegen einer geringeren Zahl von Neueinstellungen, aber auch zu niedrigeren Arbeitslosenquoten im Abschwung, da es wegen der institutionellen Hemmnisse zu weniger Entlassungen kommt als ohne diese. Im Rahmen dieses Arbeitspapiers wird vorwiegend auf den zweiten Ansatz abgestellt, während der erste nur im Rahmen des Pooling-Modells mit analysiert wird.

Betrachtet man nun unter diesem Blickwinkel erneut das Okun'sche Gesetz, das die konjunkturellen Schwankungen von Güter- und Arbeitsmarkt in Beziehung zueinander setzt, so bedeutet dies, daß sich in Ländern, deren Arbeitsmärkte durch vielfache institutionelle Einschränkungen beeinträchtigt sind, Änderungen im Auslastungsgrad des Produktionspotentials in geringerem Maße auf dem Arbeitsmarkt und damit auch in der Erwerbslosenquote niederschlagen als dies in Staaten mit wenig regulierten Beschäftigungsmärkten der Fall ist. In den Ländern mit einer sehr liberalen Arbeitsmarktordnung müßte folglich der Okun'sche Koeffizient k aus Gleichung (1) einen vergleichsweise niedrigen Wert annehmen. Dies soll im vierten Kapitel empirisch überprüft werden.

Um eine möglichst objektive Einteilung der einzelnen Volkswirtschaften hinsichtlich ihrer Regulierungsdichte zu erhalten, wird auf einen Index der OECD¹⁰ zurückgegriffen.¹¹ Dieser dient als Maß für den Einfluß des Staates in verschiedenen Bereichen des Arbeitsrechts, wobei der Maximalwert von 10 auf eine sehr hohe Regulierungsdichte hinweist. Während Deutschland und Frankreich mit Werten von jeweils 6 eher zu den Staaten mit zahlreichen

⁸ Vgl. OECD, The OECD Jobs Study. Facts. Analysis. Strategies, Paris, 1994, S. 25.

⁹ Vgl. Buttler, F./Walwei, U., a. a. O., S. 234f.

¹⁰ Vgl. OECD, Employment Outlook, July 1994, S. 152ff.

¹¹ Vgl. auch Anhang 1.

institutionellen Hemmnissen zählen, gilt für Großbritannien (0), Kanada (2) und die Vereinigten Staaten (0) das Gegenteil. Daher müßten diese Länder nach den theoretischen Überlegungen einen geringeren Wert für den Okun'schen Koeffizienten k aufweisen als die beiden erstgenannten Volkswirtschaften.

Auch die Werte der Standardabweichungen von ΔU und WBIP sprechen für diese These. Tabelle 1 zeigt, daß die Streuung der absoluten Veränderung der Arbeitslosenquote und damit deren Schwankungsintensität für Kanada und Großbritannien am größten ist, während sie bei den drei anderen Ländern auf gleicher Höhe liegt. Allerdings ist für die USA festzustellen, daß dort die Streuung von WBIP relativ klein ist, so daß die im Vergleich zu Deutschland¹² und Frankreich geringeren Schwankungen am Gütermarkt trotzdem zu ähnlichen Ausschlägen am Arbeitsmarkt führen. Dies deutet, wie in den Fällen von Großbritannien und Kanada, auf einen engen konjunkturellen Zusammenhang von Güter- und Arbeitsmarkt hin.

Tabelle 1: Standardabweichungen von ΔU und WBIP

Land	$S_{\Delta U}$	S_{WBIP}
Deutschland	0,21	0,93
Frankreich	0,21	0,68
Großbritannien	0,31	0,72
Kanada	0,36	0,72
USA	0,21	0,62

Anmerkung: Es handelt sich bei den Ausgangsgrößen jeweils um saisonbereinigte Quartalsdaten für den Zeitraum vom ersten Quartal 1986 bis zum vierten Quartal 1996.

¹² Die Daten für Deutschland beziehen sich bei allen Berechnungen bis einschließlich des zweiten Quartals 1993 auf den Gebietsstand vor dem 03.10.1990, ab dem dritten Quartal 1993 wird Deutschland nach der Wiedervereinigung betrachtet. Dieser Bruch ist datentechnisch bedingt. Da allerdings Wachstumsgrößen und keine Absolutwerte verwendet werden, und außerdem bei der Berechnung der Veränderungen für die Bruchstelle drittes Quartal 1993 auch die Absolutwerte des zweiten Quartals 1993 für den neuen Gebietsstand berücksichtigt wurden, erscheint dieses Vorgehen zulässig. Dies gilt insbesondere, da der Einbau einer Dummy-Variablen in den Regressionsgleichungen keine Hinweise auf einen Strukturbruch erbrachte.

3 Statistisch-ökonomisches Instrumentarium

3.1 Spezifikation im einfachen Regressionsmodell

In einem ersten Schritt soll der Okun'sche Ansatz für die fünf Länder isoliert mit dem OLS-Verfahren geschätzt werden. Hierbei kommt es zu einigen Erweiterungen der Gleichung (1), die zunächst dargestellt werden sollen. Für die Regressionsanalysen, die auf der Basis von Quartalsdaten durchgeführt werden, sind folgende Modifikationen¹³ zu beachten:

- Statt der Wachstumsraten des realen Bruttosozialprodukts WBSP werden die Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts WBIP verwendet.
- Es wird nicht nur das Wachstum im aktuellen Quartal betrachtet, sondern auch die v Wachstumsraten der vorherigen Quartale, um so zu berücksichtigen, daß der Arbeitsmarkt aus vielerlei Gründen dem Gütermarkt hinterherhinkt. Um zu verhindern, daß es durch den Einbau zahlreicher exogener lag-Variablen zu versteckter Multikollinearität und damit zu verzerrten Schätzergebnissen kommt, wird die Verzögerungsverteilung in Form eines lag-Ansatzes nach Almon¹⁴ dargestellt. Diese Methode beruht auf der Darstellung der endlichen Gewichtsverteilung der lag-Größen durch ein Polynom vom Grad r . Sie zeichnet sich durch eine große Flexibilität aus, denn die Polynomdarstellung ermöglicht die Wiedergabe eines nahezu beliebigen Verlaufs der Gewichtungsfaktoren. Die Koeffizienten für die Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts müssen dann durch Rückrechnung ermittelt werden.
- Schließlich wird mit der Veränderung der Arbeitslosenquote in der Vorperiode ΔU_{t-1} eine endogene lag-Variable eingebaut. Hiermit wird berücksichtigt, daß es in Phasen steigender Arbeitslosigkeit zu Entlassungswellen kommt, da sich konjunkturelle und strukturelle Ursachen gegenseitig verstärken. Gegenläufige Entwicklungen gelten auch in Aufschwungsphasen. Diese endogene lag-Variable ist bei der Ermittlung des Okun'schen Koeffizienten k ebenfalls zu beachten.

¹³ Zu den ökonomischen Hintergründen der verschiedenen Erweiterungen vgl. Hubert, F., a. a. O., S. 97ff.

¹⁴ Die Darstellung von lag-Strukturen in Form von Polynomen wurde zuerst von S. Almon gewählt. Vgl. Almon, S., The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures, in: *Econometrica*, Vol. 33, 1965, S. 178-196.

Unter Berücksichtigung dieser Modifikationen erhält man folgenden Ansatz, bei dem die Z 's für die Polynome stehen:

$$(2) \quad \Delta U_t = \alpha_0 + \gamma_0 Z_{0t} + \gamma_1 Z_{1t} + \dots + \gamma_r Z_{rt} + \gamma_{r+1} \Delta U_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } Z_{jt} = \sum_{i=0}^v i^j \cdot \text{WBIP}_{t-i} \quad , \text{ wobei } i^0 = 1 \quad \text{für } i = 0 \quad .$$

Um durch Saisonschwankungen bedingte Sondereinflüsse auszuschließen, werden für alle berücksichtigten Größen saisonbereinigte Werte verwendet. Die Veränderung der Arbeitslosenquote wird aus den standardisierten Zahlen der OECD berechnet, um Abweichungen aufgrund länderspezifischer Ermittlungsmethoden zu verhindern.

Als problematisch erweist sich bei der vorgeschlagenen Gleichung (2) zunächst die Bestimmung der maßgeblichen lag-Länge v . Selbst wenn aufgrund ökonomischer Überlegungen eine theoretische Maximalverzögerung festgelegt werden kann (z. B. die Dauer eines halben Konjunkturzyklus), führt eine direkte Schätzung des Okun'schen Zusammenhangs mit Berücksichtigung der Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts zu wenig zufriedenstellenden Ergebnissen. Wegen der bereits oben erwähnten Multikollinearität kann nicht festgestellt werden, welche der eingebauten lag-Größen signifikant sind, da hohe Standardfehler der Regressionskoeffizienten zuverlässige t -Tests nahezu unmöglich machen. Die Bestimmung von v ist aber Bedingung für die Konstruktion der Z -Größen.

Eine weitere Komplikation ergibt sich dadurch, daß das Ziel der Analyse letztendlich gepoolte Schätzungen sind. Hierfür ist es allerdings notwendig, daß die Zahl der lag-Perioden für alle fünf Länder gleich gewählt wird, da wegen der Verknüpfung der Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts in den Almon-Polynomen sonst eine unterschiedliche Polynomstruktur vorliegt.

Wegen dieser Schwierigkeiten wird folgende pragmatische Vorgehensweise gewählt:

Für alle fünf Länder werden zunächst die Korrelationskoeffizienten nach Bravais-Pearson für den Zusammenhang zwischen der Veränderung der Arbeitslosenquote zum Zeitpunkt t und dem Wachstum des Bruttoinlandsprodukts zu den Zeitpunkten $t, t-1, \dots, t-7$ betrachtet. Da für

diese Variablen nach dem Kolmogorov-Smirnov-Test jeweils Normalverteilung angenommen werden kann, können die von SPSS automatisch angegebenen Überschreitungswahrscheinlichkeiten der Korrelationskoeffizienten für einen Test gegen den Wert 0 verwendet werden.¹⁵ Damit soll überprüft werden, welche lag-Größen tatsächlich eine signifikante Verbindung zu der Erwerbslosigkeitsentwicklung haben. Gibt man ein Signifikanzniveau von 5% vor, so erweist sich eine Berücksichtigung der Wachstumsraten bis einschließlich des vierten lags für Deutschland, Großbritannien, Kanada und die USA als notwendig. Lediglich bei Frankreich zeigen sich nur die aktuelle Wachstumsrate sowie die ersten drei lags dieser Größe als signifikant korreliert mit der Veränderung der Arbeitslosenquote. Da aber auch hier der Koeffizient für das vierte lag das richtige Vorzeichen hat und der Signifikanztest mit einem p-value von 16,50% darauf hinweist, daß durchaus Korrelationen zwischen den betrachteten Variablen bestehen, werden für die weiteren Schätzungen einheitlich die Wachstumsgrößen $WBIP_t, WBIP_{t-1}, \dots, WBIP_{t-4}$ berücksichtigt.

Ein weiteres Spezifikationsproblem in Gleichung (2) ergibt sich bei der Festlegung des Polynomgrads für den Almon-lag. In Anlehnung an Maddala¹⁶ wird folgende schrittweise Vorgehensweise durchgeführt:

Da das Ziel der lag-Verknüpfung eine Verringerung der Zahl der zu schätzenden Koeffizienten ist, wird zunächst als maximaler Polynomgrad $r = 4$ gewählt und Gleichung (2) geschätzt. Der Koeffizient γ_4 wird bei einem α von 20% auf Signifikanz überprüft.¹⁷ Liegt ein signifikanter Einfluß vor, so ist der gesuchte Polynomgrad bestimmt, und zwar unabhängig davon, ob sich die Polynome niedrigerer Ordnung als von Null verschieden erweisen. Ergibt sich dagegen kein signifikantes Testergebnis, so wird ein maximaler Polynomgrad von $r = 3$ gewählt und der geschätzte Koeffizient γ_3 untersucht. Die weitere Vorgehensweise ist analog zu derjenigen bei dem Test von γ_4 . Bei dem hier betrachteten Sachverhalt ergab sich ein maximaler Polynomgrad der Ordnung 2, der bei den Schätzungen für Großbritannien, Kanada und die USA verwendet wurde.

¹⁵ Zu den Korrelationstests vgl. Anhang 2.

¹⁶ Vgl. Maddala, G. S., Introduction to Econometrics, 2nd ed., New York u. a., 1992, S. 428f.

¹⁷ Der hohe vorgegebene Wert für die Irrtumswahrscheinlichkeit wird deshalb gewählt, weil zwischen den Almon-Variablen Z_{jt} starke Korrelationen bestehen, da sie alle jeweils Linearkombinationen der Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts sind. Durch eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 20% soll verhindert werden, daß es aufgrund der Multikollinearitätsproblematik zu einem vorschnellen Schluß auf einen nicht signifikanten Einfluß kommt.

3.2 Erweiterung zum Pooling-Modell

In einem weiteren Schritt sollen die Daten für die fünf Volkswirtschaften zusammengeführt werden, d. h. es kommt zu einer Kombination von Zeitreihen- und Querschnittsdaten. Hierbei bieten sich mit dem kompletten Pooling-Modell, dem selektiven Pooling-Modell sowie dem SUR-Modell unterschiedliche Verfahrensweisen an¹⁸.

Während bei dem kompletten Pooling-Modell, bei dem alle Längs- und Querschnittsdaten vollständig in eine Gleichung einfließen, davon ausgegangen wird, daß die Koeffizienten der einzelnen Regressoren über Raum und Zeit konstant sind, erlauben die SUR-Modelle, bei denen aus den einzelnen länderspezifischen Schätzfunktionen ein Gleichungssystem gebildet wird, unterschiedliche Regressionskoeffizienten für die betrachteten Staaten. Einen Mittelweg geht das selektive Pooling-Modell. Anhand eines F-Tests wird überprüft, welche Länder homogen sind. Darauf aufbauend wird dann für die homogenen Staaten ein Modell geschätzt, bei dem die Konstanz der Koeffizienten vorausgesetzt wird.

Da die letztgenannte Methode auch im folgenden zur Anwendung kommt, wird sie an dieser Stelle noch etwas näher beleuchtet. Aufbauend auf Gleichung (2) wird die daraus entwickelte Gleichung (3) geschätzt:

$$(3) \quad \Delta U_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{DUMMY} + \gamma_0 Z_{0t} + \gamma_1 Z_{1t} + \gamma_2 Z_{2t} + \gamma_3 \text{DUMMY} \cdot Z_{0t} \\ + \gamma_4 \text{DUMMY} \cdot Z_{1t} + \gamma_5 \text{DUMMY} \cdot Z_{2t} + \gamma_6 \Delta U_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } Z_{jt} = \sum_{i=0}^4 i^j \cdot \text{WBIP}_{t-i} \quad , \text{ wobei } i^0 = 1 \quad \text{für } i = 0 \quad .$$

Die Dummy-Variable, die sowohl als differentielles Absolutglied als auch als differentieller Anstiegskoeffizient auftaucht, nimmt für die Länder mit regulierten Arbeitsmärkten (Deutschland und Frankreich) den Wert "1" an, für die drei Staaten mit geringen institutionellen Hemmnissen (Großbritannien, Kanada, USA) ist sie gleich "0". Für diese Volkswirtschaften ist Gleichung (3) gleichbedeutend mit Gleichung (2). Dabei wird im Vorgriff auf die

¹⁸ Vgl. Mao, J., Disparität regionaler Arbeitslosigkeit. Eine empirische Analyse für die alten Bundesländer der Bundesrepublik Deutschland, Frankfurt/Main u. a., 1993, S. 58ff.

Ergebnisse der Einzelschätzungen berücksichtigt, daß sich ein maximaler Polynomgrad zweiter Ordnung als ausreichend erwiesen hat, so daß für (3) auch nur auf die Almon-Variablen Z_{0t} , Z_{1t} , und Z_{2t} zurückgegriffen wird. Aber auch für Deutschland und Frankreich kann (3) mittels (3') in eine ähnliche Form wie (2) überführt werden:

$$(3') \quad \Delta U_t = (\alpha_0 + \alpha_1) + (\gamma_0 + \gamma_3)Z_{0t} + (\gamma_1 + \gamma_4)Z_{1t} + (\gamma_2 + \gamma_5)Z_{2t} + \gamma_6 \Delta U_{t-1} + \varepsilon_t$$

Bei der Interpretation der Koeffizienten der Dummy-Variablen in Gleichung (3) ist deren unterschiedlicher Aussagegehalt zu beachten. Während α_1 anzeigt, ob bei regulierten Arbeitsmärkten generell eine Tendenz zu höherer Erwerbslosigkeit besteht, geben die Werte der differentiellen Anstiegskoeffizienten γ_3 , γ_4 und γ_5 an, inwieweit sich Schwankungen am Gütermarkt in Ländern mit wenig flexiblen Arbeitsmärkten anders auf die Arbeitslosenquote auswirken als in Staaten ohne diese Einschränkungen.

Um zu entscheiden, ob zur Bestimmung der Okun'schen Koeffizienten statt der Einzelschätzungen von Gleichung (2) auch mit einer Gesamtschätzung von Gleichung (3) gearbeitet werden kann, wird folgender F-Test verwendet¹⁹, bei dem sich die Zahl der Freiheitsgrade nach den Divisoren im Zähler und Nenner des Ausdrucks bestimmt:

$$(4) \quad F = \frac{(SSE_{ges} - SSE_{einz}) / (N \cdot m - m)}{SSE_{einz} / (N \cdot T - m)}$$

SSE_{ges} : Fehlerquadratsumme bei Schätzung von (3)

SSE_{einz} : kumulierte Fehlerquadratsummen der Schätzungen von (2)

N: Anzahl der Länder

m: Anzahl der Regressoren (mit Absolutglied)

T: Zeitreihenumfang

Für den Fall, daß die Fehlerquadratsumme der Gesamtschätzung die Summe der quadrierten Abweichungen der Einzelschätzungen nur geringfügig übersteigt, wird die Nullhypothese bestätigt. Dies bedeutet, daß davon ausgegangen werden kann, daß alle Regressionskoeffi-

¹⁹ Vgl. Dielman, T. E., Pooled Cross-Sectional and Time Series Data Analysis, New York, 1989, S. 27.

zienten gleich sind und somit eine geeignete Darstellung der Zusammenhänge durch das restringierte Modell möglich ist. Das selektive Pooling-Modell ist für diesen Spezialfall mit dem kompletten Pooling-Modell identisch.

Ist dies nicht der Fall, so ist ein Gesamtpooling nicht möglich. Aufgrund der Ergebnisse der Einzelschätzungen muß dann entschieden werden, welches Land oder welche Länder von der Gesamtschätzung ausgeschlossen werden müssen. Für die verbleibenden Staaten ist wiederum ein F-Test durchzuführen. Dieses Verfahren muß eventuell mehrmals wiederholt werden, bis die Nullhypothese bestätigt und der gepoolte Ansatz endgültig verwendet werden kann.

3.3 Testverfahren

Die Berechnungen in Kapitel 4 werden mittels des Statistikprogrammpakets SPSS für Windows (Version 6.1) jeweils nach der OLS-Methode durchgeführt. Die Anwendung dieses Verfahrens verlangt die Erfüllung verschiedener Modellannahmen, deren Einhaltung mit diversen Tests überprüft werden soll. Hierbei ergeben sich zum Teil Unterschiede hinsichtlich der Anwendbarkeit der Prüfkriterien zwischen den Einzelschätzungen und den gepoolten Schätzungen.

Neben den quasi obligatorischen Kriterien zur Beurteilung der Modellgüte, wie R^2 , $\bar{R}^2$, $\hat{\sigma}_\varepsilon$ sowie t- und F-Tests, werden zur Überprüfung der Modellannahmen bei den Schätzungen von Gleichung (2) folgende Tests verwendet:

- m_1 : m-Test auf Autokorrelation erster Ordnung²⁰
- m_4 : m-Test auf Autokorrelation vierter Ordnung²¹
- ARCH(4): Test auf autoregressiv bedingte Heteroskedastie²², hier wegen der Quartalsdaten mit vier Freiheitsgraden angewendet

²⁰ Vgl. Kmenta, J., Elements of Econometrics, 2nd ed., New York/London, 1986, S. 333f.

²¹ Dieser Test ist bis auf den berücksichtigten lag-Grad der Residuen analog zu dem m_1 -Test.

²² Vgl. Engle, R. F., Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, in: Econometrica, Vol. 50, 1982, S. 1000.

- KS: Kolmogorov-Smirnov-Anpassungstest auf Normalverteilung²³, wobei hier Modifikationen hinsichtlich der kritischen Werte notwendig sind, da die Varianz der Residuen geschätzt werden muß²⁴

Eine Überprüfung auf Multikollinearität ist an dieser Stelle nicht sinnvoll, da die Almon-Variablen Z_{jt} jeweils Linearkombinationen der Ausgangsregressoren sind und somit nahezu zwangsläufig eine Verletzung dieser Modellvoraussetzung vorliegt. Da für die Interpretation der Ergebnisse allerdings nicht die geschätzten Regressionskoeffizienten γ_j , sondern vielmehr die daraus abgeleiteten Gewichte der Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts für die einzelnen Quartale von Bedeutung sind, wird die fehlende Erfüllung dieser Modellannahme nicht als Beschränkung für die Anwendung des OLS-Verfahrens gesehen²⁵.

Für die gepoolten Schätzungen können bis auf den Kolmogorov-Smirnov-Anpassungstest die vorgeschlagenen Prüfkriterien nicht verwendet werden, weil es zu einer Mischung von Längs- und Querschnittsdaten kommt. Die natürliche zeitliche Reihenfolge der Daten und damit auch der in den Tests verwendeten Residuen ist jeweils an der Übergangsstelle von der Zeitreihe eines Landes zu der des nächsten Landes nicht mehr gegeben. Theoretisch wäre zwar denkbar, die im einfachen Regressionsmodell verwendeten Standardtests isoliert für jedes Land in dem Pooling-Modell durchzuführen²⁶, jedoch ist diese Vorgehensweise äußerst unbefriedigend, da hiermit keine Gesamtbeurteilung der geschätzten Funktion möglich ist.

Zur Überprüfung der Homoskedastie wird deshalb auf den White-Test zurückgegriffen²⁷. Dieser Test ist bei kleinen Stichprobenumfängen und mehreren Regressoren nicht sinnvoll anwendbar, da er dann fast ausnahmslos zur Annahme der Nullhypothese (Vorliegen von Homoskedastie) führt. Daher wurde auf seinen Einsatz bei den Einzelschätzungen verzichtet.

²³ Vgl. Hochstädter, D., Statistische Methodenlehre. Ein Lehrbuch für Wirtschafts- und Sozialwissenschaftler, 7. Aufl., Frankfurt/Main, 1991, S. 636f.

²⁴ Vgl. Hubert, F., a. a. O., S. 72f.

²⁵ Vgl. Petit, H., Die Spezifikation von Modellen mit verteilten Verzögerungen. Ökonomische Theorie, ökonometrische Ansätze, empirische Analysen, München, 1979, S. 161f.

²⁶ Vgl. Dielman, T. E., a. a. O., S. 193.

²⁷ Vgl. White, H., A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, in: Econometrica, Vol. 48, 1980, S. 824f. In der Originalquelle von White werden in der Hilfsregression nur die Quadrate und Kreuzprodukte der Ausgangsregressoren als erklärende Größen verwendet. Nach deren Zahl richten sich die zu berücksichtigenden Freiheitsgrade.

Um zu kontrollieren, ob Autokorrelation erster Ordnung vorliegt, wird ein Test, der von Zellner und Swamy entwickelt wurde, benutzt²⁸:

$$(5) \quad R = \sum_{i=1}^N \left(\frac{\hat{\rho}_i^2}{\hat{\sigma}_i^2} \cdot \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^2 \right),$$

wobei $\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + u_{i,t}$.

ρ_i : Autoregressionskoeffizient für Land i

$\hat{\sigma}_i$: Standardfehler der Hilfsschätzung i

Durch die gleichzeitige Berücksichtigung der Korrelationen zwischen den Residuen für die einzelnen Untersuchungsobjekte, kann in einem Schritt überprüft werden, ob in irgendeiner der ursprünglichen Zeitreihen Autokorrelation auftritt. Ist dies nicht der Fall (Annahme der Nullhypothese), so ist die Modellvoraussetzung der Nicht-Autokorrelation der Residuen für die Gesamtschätzung erfüllt. Wird dagegen der kritische Wert der χ^2 -verteilten Prüfgröße R überschritten, dann bedeutet dies, daß zumindest in einer der Zeitreihen Autokorrelation auftritt. Entweder muß dann die Pooling-Schätzung neu spezifiziert werden oder es müssen ein oder mehrere Untersuchungsobjekte von der Analyse ausgeschlossen werden. Die Zahl der Freiheitsgrade hängt bei diesem Test von der Zahl der in der Gesamtschätzung berücksichtigten Länder N ab.

4 Schätzergebnisse

4.1 Einzelschätzungen

Nachfolgend werden zunächst die Resultate der Schätzungen von (2) für die einzelnen Staaten in den Tabellen 2 bis 6 dargestellt. Alle Ergebnisse beziehen sich auf den kompletten Untersuchungszeitraum vom ersten Quartal 1986 bis zum vierten Quartal 1996.²⁹

²⁸ Vgl. Dielman, T. E., a. a. O., S. 194f.

²⁹ Durch das Bilden von verzögerten Wachstumsraten für das Bruttoinlandsprodukt gehen am Anfang der Datenreihe jeweils fünf Werte für die Schätzungen verloren, so daß die Regressionen jeweils mit 39 Quartalsdaten durchgeführt werden.

Tabelle 2: OLS-Schätzung von (2) für Deutschland

Const.	0,2266	(8,094, 0,00%) ³⁰
Z_{0t}	-0,0729	(-9,441, 0,00%)

Okun'scher Koeffizient $k = 2,74^{31}$

R^2	0,707	m_1	0,663 (2,032)
$\bar{R}^2$	0,699	m_4	-0,944 (2,038)
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	0,112	ARCH (4)	3,093 (9,488)
F (1,37)	89,132 (4,11) ³²	KS	0,081 (0,210)

Tabelle 3: OLS-Schätzung von (2) für Frankreich

Const.	0,1425	(2,585, 1,41%)
Z_{0t}	-0,0839	(-3,663, 0,08%)
Z_{1t}	0,0191	(2,237, 3,18%)
ΔU_{t-1}	0,4720	(3,128, 0,35%)

Okun'scher Koeffizient $k = 2,31$

R^2	0,713	m_1	0,553 (2,036)
$\bar{R}^2$	0,688	m_4	0,944 (2,042)
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	0,122	ARCH (4)	0,925 (9,488)
F (3,35)	28,943 (2,88)	KS	0,072 (0,210)

³⁰ Die erste Angabe innerhalb der Klammer stellt den Wert der Prüfgröße des t-Tests auf Signifikanz des Regressionsparameters dar, der zweite Wert steht für die Überschreitungswahrscheinlichkeit bei Durchführung des t-Tests.

³¹ Zur Berechnung des Okun'schen Koeffizienten s. Anhang 3 bzw. ausführlicher Hubert, F., a. a. O., S. 165ff.

³² Die Zahlen innerhalb der Klammer bei den verschiedenen Testgrößen geben jeweils den kritischen Wert bei einem Signifikanzniveau von fünf Prozent an.

Tabelle 4: OLS-Schätzung von (2) für Großbritannien

Const.	0,1931	(7,127, 0,00%)
Z_{0t}	-0,1157	(-3,266, 0,24%)
Z_{1t}	-0,0522	(-1,008, 32,04%)
Z_{2t}	0,0176	(1,413, 16,66%)

Okun'scher Koeffizient $k = 1,75$

R^2	0,875	m_1	0,865 (2,036)
$\bar{R}^2$	0,864	m_4	-0,476 (2,042)
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	0,122	ARCH (4)	2,564 (9,488)
F (3,35)	81,319 (2,88)	KS	0,124 (0,210)

Tabelle 5: OLS-Schätzung von (2) für Kanada

Const.	0,2580	(5,050, 0,00%)
Z_{0t}	-0,2963	(-5,260, 0,00%)
Z_{1t}	0,2347	(2,854, 0,72%)
Z_{2t}	-0,0451	(-2,257, 3,04%)

Okun'scher Koeffizient $k = 2,05$

R^2	0,635	m_1	0,280 (2,036)
$\bar{R}^2$	0,604	m_4	-0,742 (2,042)
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	0,232	ARCH (4)	6,768 (9,488)
F (3,35)	20,329 (2,88)	KS	0,133 (0,210)

Tabelle 6: OLS-Schätzung von (2) für die USA

Const.	0,1319	(3,030, 0,46%)
Z_{0t}	-0,1138	(-3,045, 0,45%)
Z_{1t}	0,0852	(1,744, 9,03%)
Z_{2t}	-0,0190	(-1,613, 11,60%)
ΔU_{t-1}	0,2759	(1,845, 7,38%)

Okun'scher Koeffizient $k = 2,52$

R^2	0,629	m_1	0,878 (2,038)
$\bar{R}^2$	0,586	m_4	-0,417 (2,045)
$\hat{\sigma}_e$	0,139	ARCH (4)	4,232 (9,488)
F (4,34)	14,435 (2,66)	KS	0,056 (0,210)

Die fünf Einzelschätzungen sind zunächst unter statistisch-ökonomischen Gesichtspunkten zu beurteilen. Der Determinationskoeffizient liegt zwischen 62,9% und 87,5%, was insbesondere angesichts der Tatsache, daß Differenzen und keine Niveaugrößen analysiert werden, auf einen sehr zufriedenstellenden Erklärungsbeitrag hinweist. Die überprüften Modellannahmen der Nicht-Autokorrelation, Homoskedastie und Normalverteilung der Residuen sind selbst bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% jeweils erfüllt.

Betrachtet man die ökonomischen Implikationen, so zeigt sich, daß Großbritannien und Kanada mit ihren kaum regulierten Arbeitsmärkten die niedrigsten Werte bei dem Okun'schen Koeffizienten k (1,75 und 2,05) aufweisen. Dagegen haben Frankreich und Deutschland, bei denen deutliche institutionelle Hemmnisse festgestellt wurden, höhere k -Werte von 2,31 und 2,74. Offensichtlich wirken sich in diesen beiden Ländern Veränderungen im Auslastungsgrad des Produktionspotentials nicht in dem Maße auf die Erwerbslosenquote aus wie in den beiden erstgenannten Staaten. Etwas überraschend ist der relativ hohe Okun'sche Koeffizient von 2,52 für die USA, der zwar unter dem deutschen, jedoch über dem französischen Wert liegt. Als Erklärung wäre denkbar, daß die aus Gründen des späteren Poolings vorgenommene Begrenzung auf vier lags bei der Größe WBIP für die Vereinigten Staaten zu kurz greift.

Würde man einen weiteren lag berücksichtigen³³, könnte möglicherweise ein engerer Zusammenhang zwischen Güter- und Arbeitsmarkt gemessen werden. Allerdings wäre dann eine gepoolte Schätzung mit den USA unmöglich.

4.2 Gepoolte Schätzungen

In einem zweiten Schritt soll nun mit den Daten aller fünf Volkswirtschaften Gleichung (3) geschätzt werden. Voraussetzung für dieses Pooling ist - wie bereits erwähnt -, daß Konstanz der Regressionskoeffizienten über die betrachteten Staaten vorliegt. Diese Forderung wird allerdings durch die Verwendung der Dummy-Variablen für den Regulierungsgrad am Arbeitsmarkt aufgeweicht. Da die Dummy-Variable für Deutschland und Frankreich jeweils den Wert "1" und für die drei anderen Staaten den Wert "0" annimmt, darf der Zusammenhang von Güter- und Arbeitsmarkt lediglich zwischen den beiden erstgenannten als auch zwischen den drei übrigen Ländern nicht signifikant verschieden sein. Zwischen den beiden Gruppen sind dagegen wegen der Berücksichtigung des differentiellen Absolutgliedes sowie der differentiellen Anstiegskoeffizienten Unterschiede möglich und nach der theoretischen Diskussion sowie den Ergebnissen der Einzelschätzungen auch zu erwarten.

Die Gesamtschätzung, deren Resultate in Tabelle 7 dargestellt sind, dient als Ausgangspunkt für den F-Test aus (4) zur Überprüfung der Koeffizientenkonstanz. Dieser bringt einen Wert von 1,161 bei 32 bzw. 187 Freiheitsgraden. Da der kritische Wert bei Vorgabe eines α von 5% ungefähr bei 1,5 liegt, kann die Nullhypothese bestätigt werden. Die Regressionskoeffizienten für die untersuchten Staaten sind somit gleich, so daß die Okun'schen Zusammenhänge durch das restringierte Modell adäquat wiedergegeben werden.

Außerdem ist festzustellen, daß die statistisch-ökonomischen Testkriterien auf eine Erfüllung der überprüften Modellannahmen hinweisen. Auch die Kriterien zur Modellgüte zeigen zufriedenstellende Resultate.

³³ Dies wäre angesichts der deutlich vorhandenen Korrelationsbeziehung zwischen der Veränderung der Arbeitslosenquote und dem fünften lag der Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts durchaus zu rechtfertigen. S. hierzu auch Anhang 2.

Tabelle 7: OLS-Schätzung von (3), Pooling aller fünf Länder

Const.	0,1767	(7,682, 0,00%)		
Z_{0t}	-0,1859	(-7,671, 0,00%)		
Z_{1t}	0,1234	(3,533, 0,05%)		
Z_{2t}	-0,0232	(-2,750, 0,65%)		
DUMMY · Z_{0t}	0,1036	(3,412, 0,08%)		
DUMMY · Z_{1t}	-0,1030	(-2,399, 1,74%)		
DUMMY · Z_{2t}	0,0205	(1,990, 4,81%)		
ΔU_{t-1}	0,2353	(3,426, 0,08%)		
R^2	0,675		R (5)	9,062 (11,070)
$\bar{R}^2$	0,663		White (28)	15,542 (41,337)
$\hat{\sigma}_e$	0,161		KS	0,057 (0,095)
F (7,187)	55,532 (2,07)			

Das differentielle Absolutglied hat sich als nicht signifikant erwiesen. Dies bedeutet, daß Länder mit staatlich regulierten Arbeitsmärkten keine automatische Tendenz zu höheren Arbeitslosenquoten aufweisen als Staaten ohne diese Hemmnisse. Gleichzeitig sind aber die differentiellen Anstiegskoeffizienten signifikant, was darauf hinweist, daß die Okun'schen Zusammenhänge unterschiedlich zwischen den Ländergruppen sind. Die Ermittlung des Okun'schen Koeffizienten für Deutschland und Frankreich ergibt unter Berücksichtigung von Gleichung (3') einen Wert von 2,65. Erwartungsgemäß ist k für die drei anderen Staaten kleiner. Da die Dummy-Variable hier den Wert "0" annimmt, läßt sich der Wert des Koeffizienten wie bei den Einzelschätzungen berechnen. Als Ergebnis erhält man $k = 1,95$. Während dieses Resultat gut zu den k -Werten der Einzelschätzungen für Großbritannien (1,75) und Kanada (2,05) paßt, liegt eine deutliche Diskrepanz zu dem ursprünglich für die USA ermittelten k von 2,52 vor. Gleichwohl hatte der F-Test zur Überprüfung der Homogenität der betrachteten Staaten keinen Hinweis darauf erbracht, daß ein Ausschluß der Vereinigten Staaten aus der Pooling-Schätzung notwendig sei.³⁴ Die Grenzen von gepoolten Modellen werden an diesem Beispiel deutlich.

³⁴ Betrachtet man nur die zweite Ländergruppe mit Großbritannien, Kanada sowie den USA in einer Pooling-Schätzung, so ergibt hier ein F-Test, daß keine Homogenität zwischen diesen drei Ländern vorliegt. Eine isolierte Betrachtung der Vereinigten Staaten wäre nach diesem Ergebnis sinnvoll.

Trotz der Bestätigung des restringierten Modells soll noch eine weitere Schätzung von (3) ohne die USA durchgeführt werden. Für die vier übrigen Staaten erbringt der F-Test auf Homogenität aus (4) einen Wert von 1,136 bei 24 bzw. 148 Freiheitsgraden. Da der kritische Wert bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% in diesem Fall bei ca. 1,6 liegt, kann die Homogenitätsannahme bestätigt werden.

Tabelle 8 zeigt, daß bei einem Determinationskoeffizienten von fast 70% auch hier die überprüften Modellannahmen erfüllt sind.

Tabelle 8: OLS-Schätzung von (3), Pooling ohne USA

Const.	0,1880	(7,102, 0,00%)		
Z_{0t}	-0,2165	(-7,114, 0,00%)		
Z_{1t}	0,1424	(3,133, 0,21%)		
Z_{2t}	-0,0258	(-2,347, 2,02%)		
DUMMY · Z_{0t}	0,1314	(3,681, 0,03%)		
DUMMY · Z_{1t}	-0,1226	(-2,361, 1,95%)		
DUMMY · Z_{2t}	0,0233	(1,861, 6,47%)		
ΔU_{t-1}	0,2094	(2,681, 0,82%)		
R^2	0,694		R (4)	8,305 (9,488)
$\bar{R}^2$	0,680		White (28)	14,425 (41,337)
$\hat{\sigma}_e$	0,165		KS	0,073 (0,107)
F (7,148)	48,008 (2,08)			

Die Okun'schen Koeffizienten liegen mit 1,83 für Großbritannien und Kanada sowie 2,61 für Deutschland und Frankreich in Bereichen, die sowohl nach den Einzelschätzungen als auch nach dem kompletten Pooling-Modell mit allen fünf Ländern zu erwarten waren. Es bestätigt sich somit auch bei dieser Spezifikation, daß sich in Ländern mit wenigen oder keinen institutionellen Hemmnissen auf dem Arbeitsmarkt Konjunkturschwankungen am Gütermarkt stärker auf die Erwerbslosenquote niederschlagen als in Staaten, in denen Regulierungen vorliegen. Dies bedeutet für letztere zwar vergleichsweise höhere Arbeitslosigkeit in Aufschwungsphasen, da es wegen der arbeitsrechtlichen Einschränkungen zu weniger Einstellungen und

damit auch zu einem langsameren Abbau der Arbeitslosigkeit kommt. Gleichzeitig sind aber im Vergleich die Arbeitslosenzahlen im Abschwung niedriger, da wegen der verringerten Flexibilität auch weniger Entlassungen zu verzeichnen sind. Wegen des nicht signifikanten differentiellen Absolutglieds kann dagegen nach dieser Schätzung ebenfalls wieder keine generelle Tendenz zu höheren Erwerbslosenzahlen in Volkswirtschaften, in denen der Staat verstärkt durch Gesetze und Verordnungen in den Arbeitsmarkt eingreift, festgestellt werden.

5 Fazit

Zusammenfassend läßt sich unter statistisch-ökonomischen Gesichtspunkten festhalten, daß sich eine Darstellung der lag-Struktur über Polynome als geeigneter Ansatz erwiesen hat. Tabelle 9 zeigt ferner, daß die Pooling-Ansätze die Ergebnisse der Einzelschätzungen hinsichtlich der Werte des Okun'schen Koeffizienten weitgehend bestätigt haben. Allerdings wurden am Beispiel der Vereinigten Staaten auch die Probleme und Grenzen von gepoolten Schätzungen deutlich. Dies gilt in verstärktem Maße, wenn, z. B. durch die Bildung von Almon-Polynomen, weitere Restriktionen zu beachten sind.

Tabelle 9: Zusammenfassung der Ergebnisse

Land	Regulierungsgrad	Werte des Okun'schen Koeffizienten k		
		Einzelschätzung	Pooling mit USA	Pooling ohne USA
Deutschland	mittel	2,74	2,65	2,61
Frankreich	mittel	2,31	2,65	2,61
Großbritannien	niedrig	1,75	1,95	1,83
Kanada	niedrig	2,05	1,95	1,83
USA	niedrig	2,52	1,95	-

Aus ökonomischer Sicht bleibt festzustellen, daß es in Ländern mit relativ flexiblen Arbeitsmarktverfassungen im Laufe der Konjunkturzyklen zu verstärkten Ausschlägen der Erwerbslosenquote nach oben und unten kommt. Für Deutschland und Frankreich, in denen deutlich mehr institutionelle Hemmnisse am Arbeitsmarkt als in den drei anderen Ländern vorliegen, erweist sich der Zusammenhang zwischen Güter- und Arbeitsmarkt als nicht ganz so stark. Die Pooling-Schätzungen weisen zwar signifikante Unterschiede zwischen den beiden Ländergruppen nach, allerdings ist auch festzuhalten, daß die Abweichungen hinsichtlich des

Koeffizienten k trotzdem nicht allzu deutlich sind.³⁵ Interessant wäre in diesem Zusammenhang die Frage gewesen, ob die Einbeziehung von Ländern mit sehr stark regulierten Beschäftigungsmärkten, wie z. B. Italien, zu größeren Unterschieden führt. Hierbei ergaben sich aber erhebliche schätztechnische Probleme, so daß darauf verzichtet werden mußte.

Abschließend sei noch angemerkt, daß die Pooling-Schätzungen keinen Hinweis darauf lieferten, daß in Volkswirtschaften ohne arbeitsrechtliche Einschränkungen die Dynamik im Konjunkturverlauf auch zu einer verstärkten langfristigen Schaffung von Arbeitsplätzen und damit generell zu niedrigeren Erwerbslosenquoten führt. Eine undifferenzierte Abschaffung von Regulierungen dürfte daher kein Allheilmittel für die Lösung der vielfältigen Beschäftigungsprobleme in fast allen OECD-Ländern sein. Sinnvoller erscheint dagegen ein Maßnahmenbündel, das insbesondere Qualifizierungsanstrengungen für Berufseinsteiger und Langzeitarbeitslose sowie die Förderung von Teilzeitarbeit umfaßt. In diesem Zusammenhang wären dann auch einzelne Liberalisierungsansätze in den Bereichen befristete Arbeitsverträge und Teilzeitmöglichkeiten integrierbar.

³⁵ Dies gilt um so mehr, wenn man sich die Spannweite der Werte von k bei verschiedenen Autoren anschaut. Vgl. zur Übersicht Hubert, F., a. a. O., S. 96. Selbst Okun hat bei seinen ursprünglichen Schätzungen für die USA je nach Spezifikation für den gleichen Sachverhalt mit k -Werten von 2,8 bis 3,3 eine Spannweite von 0,5 ermittelt.

Anhang 1: Regulierungsindex für den Arbeitsmarkt

Land	Arbeitszeit	befristete Verträge	Kündigungsschutz	Mindestlohn	Mitbestimmung	Summe
Deutschland	1	1	1	1	2	6
Frankreich	1	1	1	2	1	6
Großbritannien	0	0	0	0	0	0
Kanada	1	0	0	1	0	2
USA	0	0	0	0	0	0

Anmerkungen: Für die einzelnen Spalten gilt: 0 = keine oder kaum staatliche Regulierung
 1 = mittlere staatliche Regulierungen
 2 = starke staatliche Regulierungen

Quelle: OECD, Employment Outlook, July 1994, Paris, 1994, S. 152ff.

Anhang 2: Korrelationsübersicht zur Beurteilung der lag-Länge für den Almon-Ansatz sowie p-values für die zweiseitigen Signifikanztests der Koeffizienten

In der Tabelle sind die Korrelationskoeffizienten der ursprünglichen Regressoren $WBIP_{t-i}$ ($i = 0, 1, 2, \dots, 7$) mit der abhängigen Variablen ΔU_t angegeben.

Lag	Deutschland	Frankreich	Großbritannien	Kanada	USA
$WBIP_t$	-0,5262 0,0%	-0,4131 0,6%	-0,6216 0,0%	-0,6988 0,0%	-0,5952 0,0%
$WBIP_{t-1}$	-0,4273 0,5%	-0,5519 0,0%	-0,7317 0,0%	-0,5939 0,0%	-0,4435 0,3%
$WBIP_{t-2}$	-0,4499 0,3%	-0,5338 0,0%	-0,6912 0,0%	-0,5067 0,1%	-0,4030 0,9%
$WBIP_{t-3}$	-0,3049 5,6%	-0,3798 1,6%	-0,6944 0,0%	-0,3321 3,6%	-0,4555 0,3%
$WBIP_{t-4}$	-0,4260 0,7%	-0,2268 16,5%	-0,4850 0,2%	-0,3560 2,6%	-0,4689 0,3%
$WBIP_{t-5}$	-0,1640 32,5%	-0,0583 72,8%	-0,2959 7,1%	-0,3104 5,8%	-0,3140 5,5%
$WBIP_{t-6}$	-0,0697 68,2%	+0,2338 16,4%	-0,3198 5,4%	-0,1450 39,2%	-0,1971 24,2%
$WBIP_{t-7}$	+0,2059 22,8%	+0,3136 6,3%	-0,2720 10,9%	-0,1911 26,4%	+0,0674 69,6%

Anhang 3: Bestimmung des Okun'schen Koeffizienten

Ausgangspunkt für die Berechnungen ist der ursprüngliche Okun'sche Ansatz in Gleichung (1):

$$\Delta U = a - \frac{1}{k} \text{WBSP}.$$

Der Koeffizient k , der sich in dieser Gleichung durch einfache Kehrwertbildung ermitteln läßt, soll nun für die modifizierte Spezifikation der Gleichung (2) bestimmt werden. Diese lautet:

$$\Delta U_t = \alpha_0 + \gamma_0 Z_{0t} + \gamma_1 Z_{1t} + \dots + \gamma_r Z_{rt} + \gamma_{r+1} \Delta U_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } Z_{jt} = \sum_{i=0}^v i^j \cdot \text{WBIP}_{t-i}, \text{ wobei } i^0 = 1 \text{ für } i = 0.$$

Hierbei ergibt sich für den Okun'schen Koeffizienten k folgender Wert:

$$k = \frac{1 - \gamma_{r+1}}{-k^*} \quad \text{mit } k^* = \sum_{i=0}^v \beta_i,$$

wobei für die Koeffizienten β_i der Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts gilt:

$$\beta_i = \sum_{j=0}^r \gamma_j \cdot i^j \quad \text{mit } i^0 = 1 \text{ für } i = 0.$$

Beispielhaft seien die Berechnungen für die USA durchgeführt.

Über die OLS-Schätzung von Gleichung (2) erhält man:

$$\Delta U_t = 0,1319 - 0,1138 Z_{0t} + 0,0852 Z_{1t} - 0,0190 Z_{2t} + 0,2759 \Delta U_{t-1}.$$

Da jeweils eine maximale Verzögerung von vier Perioden vorgegeben wurde und ein Polynom zweiter Ordnung vorliegt, erhält man für die Wachstumsraten β_i des Bruttoinlandsprodukts folgende Koeffizientenwerte:

$$\beta_0 = \gamma_0 = -0,1138$$

$$\beta_1 = \gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2 = -0,1138 + 0,0852 - 0,0190 = -0,0476$$

$$\beta_2 = \gamma_0 + 2\gamma_1 + 4\gamma_2 = -0,1138 + 2 \cdot 0,0852 - 4 \cdot 0,0190 = -0,0194$$

$$\beta_3 = \gamma_0 + 3\gamma_1 + 9\gamma_2 = -0,1138 + 3 \cdot 0,0852 - 9 \cdot 0,0190 = -0,0292$$

$$\beta_4 = \gamma_0 + 4\gamma_1 + 16\gamma_2 = -0,1138 + 4 \cdot 0,0852 - 16 \cdot 0,0190 = -0,0770.$$

Die Summe der Koeffizienten der Wachstumsraten ergibt für k^* einen Wert von -0,2870.

Es ist nun zu beachten, daß in der Schätzgleichung die um eine Periode verzögerte Veränderung der Arbeitslosenquote auftaucht. Daher gilt unter Berücksichtigung der Formeln bei unendlichen geometrischen Reihen für den Okun'schen Koeffizienten k :

$$k = \frac{1 - \gamma_{r+1}}{-k^*} = \frac{1 - 0,2759}{0,2870} = 2,52.$$

Die hier dargestellten Berechnungen lassen sich auch auf die Gleichungen (3) bzw. (3') übertragen.

Abkürzungs- und Symbolverzeichnis

ARCH	Test auf autoregressiv bedingte Heteroskedastie
Const.	Konstante
F	F-Test auf Signifikanz aller Regressionskoeffizienten
G7	Group of Seven (Gruppe der sieben führenden Industrienationen)
KS	Kolmogorov-Smirnov-Anpassungstest auf Normalverteilung
N	Anzahl der Länder
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
OLS	Ordinary Least Squares (Methode der kleinsten Quadrate)
R	Test auf Autokorrelation erster Ordnung bei gepoolten Schätzungen nach Zellner und Swamy
R^2	Determinationskoeffizient
$\bar{R}^2$	Adjustierter Determinationskoeffizient
S	Standardabweichung
SPSS	Statistical Products and Service Solutions
SSE	Fehlerquadratsumme
SUR	Seemingly Unrelated Regression
T	Stichprobenumfang bei Zeitreihendaten
WBIP	Wachstum des realen Bruttoinlandsprodukts zum Vorquartal
WBSP	Wachstum des realen Bruttosozialprodukts zum Vorquartal
White	White-Test auf Heteroskedastie
Z_j	Regressor bei lag-Struktur nach Almon
k	Okun'scher Koeffizient
m	Anzahl der Regressoren (mit Absolutglied)
m_1	m-Test auf Autokorrelation erster Ordnung
m_4	m-Test auf Autokorrelation vierter Ordnung
r	Polynomgrad
t	t-Test auf Signifikanz des Regressionskoeffizienten
u_t	Latente Variable bei Hilfsregression
v	Ordnungsgrad der lag-Struktur
α	Irrtumswahrscheinlichkeit
ε_t	Latente Variable
ρ_i	Autoregressionskoeffizient für Land i
$\hat{\sigma}_e$	Standardfehler der Schätzung
$\hat{\sigma}_i$	Standardfehler der Hilfsschätzung i
ΔU	Absolute Veränderung der Arbeitslosenquote zum Vorquartal in Prozentpunkten

Literatur- und Quellenverzeichnis

- Almon, S., The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures, in: *Econometrica*, Vol. 33, 1965, S. 178-196
- Arbeitsgruppe Alternative Wirtschaftspolitik, Memorandum'96: Standortdebatte und Europäische Währungsunion, Köln, 1996
- Buttler, F./Walwei, U., Lösung der Strukturprobleme des Arbeitsmarktes durch Deregulierung des Arbeitsrechts?, in Brinkmann, C./Schober, K. (Hrsg.), *Erwerbsarbeit und Arbeitslosigkeit im Zeichen des Strukturwandels. Chancen und Risiken am Arbeitsmarkt. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Beitr. AB 163, Nürnberg, 1992, S. 229-246
- Deutsche Bundesbank, Monatsbericht April 1997, 49. Jg., Nr. 4
- Dielman, T. E., *Pooled Cross-Sectional and Time Series Analysis*, New York, 1989
- Engle, R. F., Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, in: *Econometrica*, Vol. 50, 1982, S. 987-1007
- Hochstädter, D., *Statistische Methodenlehre. Ein Lehrbuch für Wirtschafts- und Sozialwissenschaftler*, 7. Aufl., Frankfurt/Main, 1991
- Hubert, F., *Determinanten der Arbeitslosigkeit in der EU. Eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland, Frankreich, Großbritannien und Italien*, Frankfurt/Main u. a., 1997
- Kmenta, J., *Elements of Econometrics*, 2nd ed., New York/London, 1986
- Maddala, G. S., *Introduction to Econometrics*, 2nd ed., New York u. a., 1992
- Mao, J., *Disparität regionaler Arbeitslosigkeit. Eine empirische Analyse für die alten Bundesländer der Bundesrepublik Deutschland*, Frankfurt/Main u. a., 1993
- OECD, *The OECD Jobs Study. Facts. Analysis. Strategies*, Paris, 1994
- OECD, *Employment Outlook*, July 1994
- OECD, *Main Economic Indicators*, verschiedene Jahrgänge
- OECD, *Quarterly Labour Force Statistics*, verschiedene Jahrgänge
- Okun, A. M., Potential GNP: Its Measurement and Significance, in: *American Statistical Association (ed.), Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, 1962, S. 98-104
- Petit, H., *Die Spezifikation von Modellen mit verteilten Verzögerungen. Ökonomische Theorie, ökonometrische Ansätze, empirische Analysen*, München, 1979
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, *Jahresgutachten 1996/97: Reformen voranbringen*, Stuttgart, 1996
- White, H., A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, in: *Econometrica*, Vol. 48, 1980, S. 817-838

Autor:

Dr. Frank Hubert, wissenschaftlicher Angestellter am Institut für Statistik und Ökonometrie der Johannes Gutenberg-Universität Mainz

Bisher erschienene Arbeitspapiere:

1. Peter M. Schulze, Prognoseverfahren wissenschaftlicher Institute in der Bundesrepublik Deutschland. Überblick über eine Umfrage (Dezember 1993)
2. Martina Nold / Peter M. Schulze, Möglichkeiten und Grenzen der Quantifizierung der Schattenwirtschaft (April 1994)
3. Armin Seher, Einfluß der Integrationsordnung bei Zeitreihen auf die Spezifikation von Fehlerkorrekturmodellen (Juni 1994)
4. Lars Berg / Armin Gemünden / Frank Hubert / Ralf Leonhardt / Michael Leroudier, Die Situation der Studentenschaft in den Wirtschaftswissenschaften an der Universität Mainz im Frühjahr 1994. Ergebnisse einer Umfrage (August 1994)
5. Christoph Balz, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Entwicklung des Kapitalmarktzins in der Bundesrepublik Deutschland (Oktober 1994)
6. Reinhard Elkmann / Nora Lauterbach / Stephan Wind, Tertiärisierung regionaler Wirtschaftsstrukturen. Eine empirische Analyse kreisfreier Städte und Landkreise in Hessen, Rheinland-Pfalz und dem Saarland (Dezember 1994)
7. Peter M. Schulze / Uwe Spieker, Deutsche Aktienindizes. Statistische Konzepte und Beispiele. (Dezember 1994)
8. Armin Seher / Peter M. Schulze, Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes. Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts (Januar 1995)
9. Reinhard Elkmann / Annette Klostermann / Kerstin Lieder, Zur intertemporalen Konstanz der Struktur regionaler Lohn- und Gehaltsniveaus in der Bundesrepublik Deutschland (Mai 1995)
10. Christoph Fischer, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Kaufkraftparitätentheorie (März 1996)
11. Ralf Becker / Claudia Müller, Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen (Oktober 1996)
12. Frank Hubert, Klassifizierung der Arbeitsmärkte in den OECD-Ländern mittels Cluster- und Diskriminanzanalyse (April 1997)
13. Frank Hubert, Das Okun'sche Gesetz: Eine empirische Überprüfung für ausgewählte OECD-Länder unter besonderer Berücksichtigung der nationalen Arbeitsmarktordnungen (September 1997)