

Sonderdruck aus:

# Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Joachim Klaus, Alfred Maußner

Regionale Arbeitsmarktanalysen mittels  
vergleichender Arbeitsmarktbilanzen

21. Jg./1988

**1**

## **Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)**

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunktheft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

### *Hinweise für Autorinnen und Autoren*

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D.  
Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung  
90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104  
zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter [http://doku.iab.de/mittab/hinweise\\_mittab.pdf](http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf). Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: [ursula.wagner@iab.de](mailto:ursula.wagner@iab.de)).

### **Herausgeber**

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)  
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB  
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim  
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover  
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit  
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin  
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.  
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau  
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit  
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

### **Begründer und frühere Mitherausgeber**

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin, Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

### **Redaktion**

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: [ulrike.kress@iab.de](mailto:ulrike.kress@iab.de): (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: [gerd.peters@iab.de](mailto:gerd.peters@iab.de): (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: [ursula.wagner@iab.de](mailto:ursula.wagner@iab.de): Telefax (09 11) 1 79 59 99.

### **Rechte**

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

### **Herstellung**

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

### **Verlag**

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: [waltraud.metzger@kohlhammer.de](mailto:waltraud.metzger@kohlhammer.de), Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

### **Bezugsbedingungen**

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten; Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

### **Zitierweise:**

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)  
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)  
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

**Internet:** <http://www.iab.de>

# Regionale Arbeitsmarktanalysen mittels vergleichender Arbeitsmarktbalancen

Joachim Klaus, Alfred Maußner\*)

Mit dem Konzept der „Vergleichenden Arbeitsmarktbalanz“ wird eine Methode vorgestellt, mittels derer regionalstatistische Daten so aufbereitet werden können, daß aus ihnen Rückschlüsse auf konjunkturelle und strukturelle Ursachen regionaler Unterschiede im Arbeitsmarktergebnis gezogen werden können. Im Gegensatz zu ökonometrischen Analysetechniken stellt dieses Verfahren nur geringe Anforderungen an das Datenmaterial und kann den jeweils verfügbaren Statistiken angepaßt werden. Damit ist es vor allem für Analysen auf der Ebene kleiner Regionen geeignet.

Die vergleichende Arbeitsmarktbalanz charakterisiert regionale Arbeitsmärkte, indem sie über- und unterdurchschnittliche Be- und Entlastungen regionaler Arbeitsmärkte auf deren Angebots- und Nachfrageseite aufdeckt. Vergleichende Arbeitsmarktbalancen können damit zur Grundlage von Clusteranalysen werden. Zeitliche Veränderungen der Bilanzmuster lassen darauf zurückschließen, welche Komponenten der Arbeitsmarktbalanz wesentlich zu Positionsänderungen einer Region im raumstrukturellen Gefüge beigetragen haben. Daneben kann auf der Basis der Komponenten der vergleichenden Arbeitsmarktbalanz eine Varianzanalyse durchgeführt werden. Diese vermag jene Faktoren zu lokalisieren, welche maßgeblich zur regionalen Dispersion der Arbeitslosigkeit beitragen.

Zur Illustration der vorgestellten Methode dienen Arbeitsmarktbalancen der 18 bayerischen Raumordnungsregionen. Anhand dieser Balancen können regionale Arbeitsmärkte identifiziert werden, die sich im Hinblick auf ihre Sensibilität bezüglich gesamtwirtschaftlicher Konjunkturimpulse unterscheiden. Daneben kristallisieren sich Arbeitsmärkte heraus, die im Zuge der gesamträumlichen Entwicklung ihre Stellung im raumwirtschaftlichen Gefüge behalten haben sowie solche, deren relative Position sich zum Negativen oder Positiven hin verschoben hat. Anhand der angewandten Methode lassen sich Anhaltspunkte dafür auffinden, welche Be- und Entlastungseffekte jeweils dafür verantwortlich zeichneten.

Die Anwendung der Varianzanalyse auf die 18 bayerischen Raumordnungsregionen trägt dazu bei, den Zusammenhang zwischen dem Niveau der Arbeitslosigkeit und ihrer regionalen Dispersion aufzudecken. Hier werden Ausgleichsmechanismen erkennbar. So äußerte sich etwa die Niveauperlagerung des globalen Arbeitsmarktungleichgewichts in einer Zunahme der Nettovarianz der Produktionsstrukturkomponente. Die entgegengesetzte Wirkung zunehmender Produktivitätsunterschiede wirkte diesem Einfluß entgegen. Darüber hinaus läßt sich erkennen, daß die regionale Inzidenz von Produktionsschocks einem Muster folgt, demgemäß arbeitsangebotsseitig begünstigte (benachteiligte) Regionen nachfrageseitig benachteiligt (begünstigt) werden. Aufgrund dieses Musters nimmt die Dispersion der Arbeitsmarktergebnisse infolge eines Produktionsschocks prozentual weniger zu als es ansonsten der Fall wäre.

## Gliederung

1. Einführung
2. Die vergleichende Arbeitsmarktbalanz
  - 2.1 Vergleichsmaßstab
  - 2.2 Komponenten der vergleichenden Arbeitsmarktbalanz
  - 2.3 Bilanzschema
  - 2.4 Streuungsmaße
3. Vergleichende Arbeitsmarktbalancen bayerischer Raumordnungsregionen
  - 3.1 Untersuchungsgegenstand
  - 3.2 Konjunkturelle und strukturelle Aspekte der regionalen Arbeitslosigkeit
  - 3.3 Regionale Dispersion der Arbeitslosigkeit und globales Arbeitsmarktungleichgewicht

## 1. Einführung

Unterschiede im Ergebnis regionaler Arbeitsmärkte können gedanklich auf drei Ursachen zurückgeführt werden. Sie sind zum einen Ergebnis der jeweiligen Fähigkeit der Teilräume, gesamtwirtschaftliche Nachfrageschwankungen zu verarbeiten (konjunktureller Aspekt). Daneben reflektieren sie ein raumstrukturelles Gleichgewicht, das aufgrund teilträumlicher Unterschiede in der Ausstattung mit Ressourcen sowie aufgrund individuell verschiedener Präferenzen regionsspezifische Arbeitsmarktlagen impliziert (raumstruktureller Aspekt). Präferenzwandel und Veränderung des Ressourcenbestandes unterwerfen dieses Raummuster ständigem Wandel, so daß regional unterschiedliche Arbeitsmarktergebnisse schließlich auch das Resultat der jeweiligen Betroffenheit durch gesamtwirtschaftliche Entwicklungsprozesse sind (entwicklungsstruktureller Aspekt).

Die empirische Arbeitsmarktforschung betreibt die Ursachenforschung zumeist mit Hilfe regressionsanalytischer Verfahren. Zahlreiche Studien untersuchen die Anfälligkeit regionaler Arbeitsmärkte für gesamtwirtschaftliche Nachfrageschwankungen, indem sie Regressionen der regionalen Arbeitslosenquote auf aktuelle und verzögerte Werte eines gesamtwirtschaftlichen Konjunkturindikators

\*) Prof. Dr. Joachim Klaus ist Inhaber des Lehrstuhls für Volkswirtschaftslehre und Sozialpolitik an der Universität Erlangen-Nürnberg. Dr. Alfred Maußner ist wissenschaftlicher Rat an dem gleichen Lehrstuhl. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren.

sowie auf eine Trendvariable berechnen.<sup>1)</sup> Berücksichtigt man daneben auch Variable, die regionale Charakteristika einfangen, lassen sich Rückschlüsse auf diejenigen Ursachen regionaler Arbeitslosigkeit ziehen, die Ausdruck eines raumstrukturellen Gleichgewichts und/oder unterschiedlicher Betroffenheit vom gesamtwirtschaftlichen Strukturwandel sind. Um über möglichst viele Beobachtungswerte zu verfügen, haben eine Reihe entsprechender Studien Längs- und Querschnittsdaten gleichzeitig herangezogen.<sup>2)</sup> Dieses Vorgehen impliziert jedoch, daß alle Regionen in gleicher Weise auf die jeweiligen Ausprägungen der exogenen Variablen reagieren. Diese Annahme ist indes solange ungerechtfertigt, wie nicht alle arbeitsmarkt-relevanten Faktoren erfaßt werden, so daß vernachlässigte Größen in regional verschiedenen Regressionskoeffizienten reiner Längsschnittanalysen zum Ausdruck kommen.<sup>3)</sup>

Letztendlich offenbart sich hier ein grundsätzliches Dilemma regionaler Arbeitsmarktforschung. Ökonometrische Methoden können nur mit Erfolg eingesetzt werden, sofern hinreichend viele Beobachtungen vorliegen. Mit zunehmender Feinheit des Gebietsrasters nimmt die Zahl verfügbarer Daten aber rapide ab. Für kleine Raumeinheiten werden viele arbeitsmarktrelevante Daten nur jährlich, manche nur in mehrjährigen Abständen erhoben. Für Längsschnittuntersuchungen auf der Ebene dieser Räume fehlen daher zumeist die Daten, um hinreichend verlässliche Regressionsergebnisse zu erhalten. Umgeht man dieses Problem, indem eine gröbere Regionseinteilung gewählt wird, läuft man Gefahr, Disparitäten einzuebnen.

An diesem Punkt setzt der vorliegende Beitrag an. Er zeigt eine einfache Methode auf, die geeignet ist, Besonderheiten regionaler Arbeitsmärkte herauszuarbeiten. Sie basiert auf dem Vergleich der Komponenten der Arbeitsmarkt-bilanz eines Teilraumes mit der des Gesamttraumes. Die hieraus hervorgehende „Vergleichende Arbeitsmarkt-bilanz“ kann je nach Datenlage mehr oder weniger detailliert erstellt werden. Sie ist damit ein im Hinblick auf die Regionalstatistik flexibles Forschungsinstrument. Die dem Bilanzansatz inhärente Tautologie erlaubt allerdings keine direkte Ursachenforschung. Die vergleichende Arbeitsmarkt-bilanz ist im Grunde ein deskriptives Instrument. Die mit ihr zu erreichende Datenaufbereitung liefert jedoch die Grundlage für viele weiterführende Analysen.

Im nächsten Abschnitt wird das Konzept der vergleichenden Arbeitsmarkt-bilanz entwickelt. Gleichzeitig werden die mit ihm verbundenen Analyse-möglichkeiten erläutert. Der dritte Abschnitt illustriert die methodischen Überlegungen anhand ausgewählter Ergebnisse einer empirischen Studie.<sup>4)</sup>

## 2. Die vergleichende Arbeitsmarkt-bilanz 2.1

### Vergleichsmaßstab

Das Konzept der vergleichenden Arbeitsmarkt-bilanz beruht darauf, das Arbeitsmarktergebnis einer Region tautologisch in Einzelkomponenten zu zerlegen. Vergleicht

man diese Komponenten mit den entsprechenden Größen des Gesamttraumes, erhält man Auskunft darüber, welche Komponenten maßgeblich zu einem vom Gesamttraum abweichenden Ergebnis beigetragen haben.

Ein solcher Vergleich setzt voraus, daß Unterschiede in der Größe der Arbeitsmärkte eliminiert werden. Es wäre daher naheliegend, die Arbeitslosenquote der offiziellen Statistik zum Ausgangspunkt eines Vergleichsansatzes zu wählen. Dies hätte aber den gravierenden Nachteil, daß bei einer additiven Komponentenbildung die Arbeitsangebots-seite nicht berücksichtigt werden könnte: Gemäß der Definition der Arbeitslosenquote u gilt<sup>5)</sup>

$$u = \frac{U}{E} = \frac{E - B}{E} = 1 - \frac{B}{E}$$

U: = Registrierte Arbeitslose, E: = Abhängige Erwerbspersonen = Abhängig Erwerbstätige + registrierte Arbeitslose, B: = Abhängig Erwerbstätige.

so daß ein Vergleich auf der Grundlage der Differenz der Arbeitslosenquoten nur Unterschiede in nachfrageseitigen Komponenten erfassen kann.

Die Normierung mittels der jeweiligen Wohnbevölkerung schließt hingegen die Arbeitsangebotsseite nicht aus. Als Ausgangspunkt des Vergleichs bietet sich daher die Differenz der Arbeitslosen je 1000 Einwohner zwischen einer Region und dem Gesamttraum an. Diese Größe sei im

$$DAW_r = \left( \frac{\text{Arbeitslose in der Region}}{\text{Regionale Wohnbevölkerung}} - \frac{\text{Arbeitslose im Gesamttraum}}{\text{Wohnbevölkerung des Gesamttraumes}} \right) \cdot 1000.$$

Der Vorteil dieser Normierung liegt in ihrer einfachen Interpretierbarkeit; im Gegensatz etwa zu einer Normierung, welche auf die Wirtschaftskraft oder auf einen aus mehreren Größenindikatoren zusammengesetzten Maßstab Bezug nimmt. Ein Nachteil mag darin erblickt werden, daß ein regionales Disparitätenmuster der Differenz der Arbeitslosenquoten von  $DAW_r$  anders wiedergegeben wird. Da gilt

$$\text{Arbeitslose je 1000 Einwohner} = \underbrace{\frac{\text{registrierte Arbeitslose}}{\text{abhängige Erwerbspersonen}}}_{\text{Arbeitslosenquote}} \cdot \underbrace{\frac{\text{abhängige Erwerbspersonen}}{\text{Wohnbevölkerung}}}_{\text{Erwerbsquote}} \cdot 1000,$$

werden Arbeitsmärkte mit einer unter dem Landesdurchschnitt liegenden Erwerbsquote besser gestellt. Insoweit tritt ein Nivellierungseffekt auf. Dem steht aber ein Diskriminierungseffekt gegenüber. Das Arbeitsmarktergebnis von Regionen mit überdurchschnittlicher Erwerbsquote wird von  $DAW_r$  vergleichsweise überzeichnet.

### 2.2 Komponenten der vergleichenden Arbeitsmarkt-bilanz

Im nächsten Schritt ist  $DAW_r$  additiv in Einzelkomponenten aufzuspalten. Vorbild hierfür ist die Arbeitsmarkt-bilanz. Sie wird hier auf der Grundlage des Potentialkonzeptes erstellt. Auf der Arbeitsangebotsseite wird daher nicht die Zahl der registrierten Erwerbspersonen (abhängig Erwerbstätige zuzüglich registrierte Arbeitslose), sondern die Zahl derjenigen Personen ausgewiesen, die prinzipiell dem Arbeitsmarkt zur Verfügung stehen.<sup>5)</sup>

Der Einfluß der sozio-demographischen Schichtung der Wohnbevölkerung auf das Arbeitsangebot kann aufge-

<sup>1)</sup> Siehe beispielsweise Brechung (1967), Fearn (1975), van Duijn (1975), King, Clark (1978), Lazar (1977) sowie Hyclak, Lynch (1980).

<sup>2)</sup> Beispiele hierfür sind die Studien von Metcalf (1975), Behman (1978), Browne (1978).

<sup>3)</sup> Siehe hierzu auch Murphy, Hofer (1984) sowie Murphy (1985).

<sup>4)</sup> Die Ergebnisse der empirischen Studie werden ausführlich in Klaus, Maufner (1987) behandelt.

<sup>5)</sup> Zum Potentialkonzept siehe beispielsweise Klauder (1979), Mertens, Klauder (1980), Klauder, Kühlewind (1981) sowie Thon (1984).

deckt werden, sofern Potentialerwerbsquoten für Bevölkerungsklassen zur Verfügung stehen. Sei I die Zahl der Bevölkerungsklassen,  $q_i$ ,  $i=1, 2, 3, \dots, I$ , die Potentialerwerbsquote der Klasse i und  $W_i$  die Anzahl der Personen in der Klasse i, dann errechnet sich das Arbeitsangebotspotential nach der Formel

$$\sum_{i=1}^I W_i q_i$$

Die Berücksichtigung von Wanderungen im Arbeitsangebot ist möglich, sofern die Wanderungsstatistik derselben Gliederung folgt, der die Wohnbevölkerung unterliegt. Der Periodenendbestand der Klasse i,  $W_i$ , kann dann um die während der Periode in die Klasse i netto zu- bzw. abgewanderten Personen,  $WS_i$ , vermindert werden, so daß

$$W'_i = W_i - WS_i$$

der aufgrund der natürlichen Bevölkerungsentwicklung erreichte Periodenendbestand der Bevölkerungsklasse i ist. In diesem Fall gibt

$$\sum_{i=1}^I WS_i q_i$$

den Potentialeffekt der Wanderungen wieder, und die Angebotsseite der Arbeitsmarktbilanz enthält

$$(1) \quad \underbrace{\sum_{i=1}^I W'_i q_i}_{\text{Arbeitsangebotspotential aus natürlicher Bevölkerungsentwicklung}} + \underbrace{\sum_{i=1}^I WS_i q_i}_{\text{Arbeitsangebotspotential aus Wanderungsgewinnen bzw. -verlusten}}$$

In der Regel wird die Wanderungsstatistik weniger tief gegliedert sein als die Wohnbevölkerung, so daß die Wanderungsstatistik nicht dazu benutzt werden kann, auf die natürliche Bevölkerungsentwicklung rückzurechnen. Das Arbeitsangebotspotential nach (1) muß nun nach

$$(2) \quad \sum_{i=1}^I W_i q_i$$

berechnet werden. Äquivalent hierzu ist

$$(3) \quad \left[ \sum_{i=1}^I W_i q_i - \sum_{j=1}^J WS_j q_j \right] + \sum_{j=1}^J WS_j q_j, \quad J < I,$$

wodurch die Wanderungen zwar in den Vergleichsansatz integriert werden, allerdings um den Preis, daß der Bevölkerungsstruktureffekt um das Ausmaß des Wanderungssaldeneffektes zu hoch bzw. zu niedrig ausgewiesen wird.<sup>6)</sup>

Das Angebotspotential nach (1), (2) oder (3) muß um die Zahl der Einpendler abzüglich der Auspendler, PS, ergänzt werden. Damit ist die Angebotsseite der Arbeitsmarktbilanz vollständig.

Auf der Nachfrageseite der Bilanz wird die Zahl der Beschäftigten sowie die Zahl der registrierten Arbeitslosen

vermerkt. Den Saldo bildet die Stille Reserve. Berücksichtigt man die Tautologie  $B:=Y/P$ ,  $P:=Y/B$ , wobei Y die Bruttowertschöpfung oder eine andere Meßgröße der Produktion ist und P demzufolge die Erwerbstätigenproduktivität und gliedert die Arbeitskräftenachfrage nach  $s=1, 2, 3, \dots, S$  Sektoren, erhält man schließlich folgendes Bilanzbild:

Arbeitsangebot		Arbeitsnachfrage	
$\sum_{i=1}^I W'_i q_i$		$\sum_{s=1}^S Y_s / P_s$	
$\sum_{i=1}^I WS_i q_i$		registrierte Arbeitslose	
PS		RK	
Bilanzsumme		Bilanzsumme	

Mit Ausnahme des Wanderungssaldos (der sich in der Addition sowohl nach (1) als auch nach (3) aufhebt) sind alle Komponenten der Arbeitsmarktbilanz Bestandsgrößen. Fehler, die aus unterschiedlichen Erhebungszeitpunkten einzelner Größen herrühren oder daraus, daß Pendler-, Arbeitslosen- und Beschäftigtenzahlen häufig nur als Periodendurchschnittswerte ausgewiesen werden, schlagen sich in der Saldengröße RK nieder. Demnach spiegelt dies nicht nur Discouraged- und Added-Worker-Effekte wider, sondern auch Meßfehler.

Normiert man die Arbeitsmarktbilanzen von Region r und Gesamttraum mit der jeweiligen Wohnbevölkerung,  $W_r$  bzw.  $W$ , und bildet die Differenz der Bilanzkomponenten, gelangt man zu folgender Zerlegungsformel für DAW<sub>r</sub>:

$$(4) \quad DAW_r = \sum_{l=1}^7 K_{lr}$$

wobei die Einzelkomponenten  $K_{lr}$ ,  $l=1, 2, \dots, 7$ , wie folgt definiert sind:

$$K_{1r} = \sum_{i=1}^I \left( \left[ \frac{W'_{ir}}{W_r} - \frac{W'_i}{W} \right] q_i \right) 1000$$

$$K_{2r} = \sum_{i=1}^I \left( \left[ \frac{W'_{ir}}{W_r} [q_{ir} - q_i] \right] \right) 1000$$

$$K_{3r} = \sum_{i=1}^I \left( \left[ \frac{WS_{ir}}{W_r} - \frac{WS_i}{W} \right] q_i \right) 1000$$

$$K_{4r} = \left( \frac{PS_r}{W_r} - \frac{PS}{W} \right) 1000$$

$$K_{5r} = - \sum_{s=1}^S \left( \left[ \frac{Y_{sr}}{W_r} - \frac{Y_s}{W} \right] \frac{1}{P_s} \right) 1000$$

<sup>6)</sup> Siehe hierzu Abschnitt 3.1, wo Bevölkerungsstruktur- und Wanderungssaldeneffekt nach dieser Methode berechnet wurden.

$$K_{6r} := - \sum_{s=1}^S \left( \frac{Y_{sr}}{W_r} \left[ \frac{1}{P_{sr}} - \frac{1}{P_s} \right] \right) 1000$$

$$K_{7r} := \left( \frac{RK_r}{W_r} - \frac{RK}{W} \right) 1000$$

Alle Komponenten in (4) haben die Dimension „Personen je 1000 Einwohner“.  $K_{lr} < 0$  ( $K_{lr} > 0$ ) signalisiert jeweils eine Entlastung (Belastung) des regionalen Arbeitsmarktes im Vergleich zum Landesdurchschnitt.  $K_{7r}$  ist die Differenz der gewichteten Bilanzsalden und braucht daher nicht weiter erläutert zu werden.

$K_{1r}$  erfaßt den Teil der gewichteten Angebotsdifferenz, der aus einem vom Gesamttraum abweichenden Bevölkerungsaufbau der Region erwächst. Der Wanderungseffekt wurde gemäß Ansatz (1) berücksichtigt.  $W'_{ir}/W_r$  ist folglich der um den Wanderungssaldo bereinigte Anteil der Personen der Bevölkerungsklasse  $i$  an der regionalen Wohnbevölkerung. Liegt dieser Anteil über (unter) dem Landesdurchschnitt,  $W'_i/W$  ist  $[(W'_{ir}/W_r) - (W'_i/W)] > 0$  ( $< 0$ ). Der regionale Arbeitsmarkt muß folglich ein vergleichsweise größeres (kleineres) Arbeitsangebot aus der Bevölkerungsklasse  $i$  bewältigen. Eine den teilsäumlichen Arbeitsmarkt belastende Bevölkerungsstruktur zeigt sich mithin in einem positiven  $K_{1r}$ .

$K_{2r}$  deckt Unterschiede in der Erwerbsneigung auf. Bei unterdurchschnittlicher regionaler Potentialerwerbsquote der Klasse  $i$ ,  $q_{ir} < q_i$ , wird der regionale Arbeitsmarkt entlastet. Sofern keine regionalen Potentialerwerbsquoten zur Verfügung stehen, muß auf  $K_{2r}$  verzichtet werden.

$K_{3r}$  und  $K_{4r}$  erfassen den Einfluß der beiden restlichen Angebotskomponenten. Das Vorzeichen von  $K_{3r}$  gibt an, ob Wanderungen den regionalen Arbeitsmarkt vergleichsweise begünstigt haben,  $K_{3r} < 0$ , oder ob aus ihnen zusätzliches Arbeitsangebot erwuchs,  $K_{3r} > 0$ . Regionen mit überdurchschnittlichem Arbeitsangebot von außerhalb der Region erkennt man an einem positiven  $K_{4r}$ .

$K_{5r}$  und  $K_{6r}$  berücksichtigen Unterschiede in der Arbeitskräftenachfrage. Übersteigt die regionale Pro-Kopf-Produktion eines Sektors  $s$  die Pro-Kopf-Produktion des Sektors im Gesamttraum,  $Y_{sr}/W_r > Y_s/W$ , entlastet die daraus resultierende Mehrnachfrage den regionalen Arbeitsmarkt.  $K_{5r}$  deckt somit den Einfluß der Sektorstruktur auf  $DAW_r$  auf.

Produktivitätsunterschiede erfaßt  $K_{6r}$ . Je niedriger die regionale Produktivität eines Sektors  $s$  im Vergleich zu dessen Produktivität im Gesamttraum ist, desto mehr wird hiervon der teilsäumliche Arbeitsmarkt entlastet. Diese Entlastung kann jedoch zu einer Belastung umschlagen: Weist die Lohnstruktur nicht ein entgegengesetztes Gefälle auf, muß mit Rationalisierungsinvestitionen und Betriebsstilllegungen gerechnet werden.

Kennt man für jeden Sektor das regionale Arbeitsvolumen in Stunden,  $H_{sr}$ , kann  $K_{6r}$  weiter aufgespalten werden zu

$$(5) \quad K_{6r} = - \sum_{s=1}^S \frac{Y_{sr}}{W_r} k_{sr}^1 - \sum_{s=1}^S \frac{Y_{sr}}{W_r} k_{sr}^2$$

mit:

$$k_{sr}^1 := h_s^{-1} [\pi_{sr}^{-1} - \pi_s^{-1}] 1000$$

$$k_{sr}^2 := \pi_{sr}^{-1} [h_{sr}^{-1} - h_s^{-1}] 1000$$

$$\pi_s := Y_s/H_s, \quad \pi_{sr} := Y_{sr}/H_{sr}, \quad h_s := H_s/B_s, \quad h_{sr} := H_{sr}/B_{sr}$$

Hierbei mißt  $k_{sr}^1$  über- ( $Y_{sr}/H_{sr} > Y_s/H_s$ ) bzw. unterdurchschnittliche ( $Y_{sr}/H_{sr} < Y_s/H_s$ ) Stundenproduktivitäten, und  $k_{sr}^2$  deckt Unterschiede in der Arbeitszeit je Beschäftigten auf. Liegt die regionale Arbeitszeit je Beschäftigten im Sektor  $s$  unter dem Landesdurchschnitt,  $H_{sr}/B_{sr} < H_s/B_s$ , wird der Arbeitsmarkt der betrachteten Region von der vergleichsweise kürzeren Arbeitszeit begünstigt.<sup>7)</sup>

### 2.3 Bilanzschema

Stellt man die belastenden Effekte (Indizierung mit  $b_1, b_2, \dots, b_m, m \leq 7$ ) den entlastenden Effekten (Indizierung mit  $e_1, e_2, \dots, e_n, n = 7 - m$ ) gegenüber, erhält man die vergleichende Arbeitsmarktbilanz, deren Saldo  $DAW_r$  ist:

#### Vergleichende Arbeitsmarktbilanz

Relative Entlastung		Relative Belastung	
in Personen je 1000 Einwohner	in v. H. der Bilanzsumme	in Personen je 1000 Einwohner	in v. H. der Bilanzsumme
$K_{e_{1r}}$		$K_{b_{1r}}$	
$K_{e_{2r}}$		$K_{b_{2r}}$	
...		...	
$K_{e_{nr}}$		$K_{b_{mr}}$	
		$DAW_r$	
Bilanzsumme	100	Bilanzsumme	100

Die Bilanzsumme der vergleichenden Arbeitsmarktbilanz ist ein Indikator für die (relative) Größenordnung der Vermittlungsaufgabe, die der betrachtete Arbeitsmarkt zu bewältigen hatte. Große Bilanzsummen signalisieren, daß der Arbeitsmarkt mit einer vergleichsweise umfangreichen Vermittlerrolle konfrontiert war.

Die prozentualen Anteile der Einzelkomponenten an der Bilanzsumme fördern die Bedeutung dieser Komponenten für das Arbeitsergebnis zutage.

Die vergleichende Arbeitsmarktbilanz deckt somit Besonderheiten regionaler Arbeitsmärkte auf. Gleichstrukturierte Bilanzen weisen auf homogene Regionen hin, so daß die vergleichende Arbeitsmarktbilanz auch zur Grundlage einer Clusteranalyse werden kann. Die Bilanzen einer Region für mehrere Jahre lassen Rückschlüsse darauf zu, welche der drei eingangs erwähnten Ursachengruppen maßgeblich für ein vom Landesdurchschnitt abweichendes Arbeitsergebnis verantwortlich sind. Konjunkturelle Einflüsse sind daran zu erkennen, daß das Bilanzmuster mit dem gesamtwirtschaftlichen Konjunkturzyklus variiert.

<sup>7)</sup> Natürlich schlagen sich in  $k_{sr}^2$  nicht nur unterschiedliche Arbeitszeitregelungen nieder, sondern auch über- bzw. unterdurchschnittliche krankheitsbedingte und sonstige Fehlzeiten.

Insbesondere nimmt die Entlastungswirkung von  $K_{sr}$  im gesamtwirtschaftlichen Konjunkturaufschwung zu und im Abschwung ab. Über Jahre hinweg unveränderte Bilanzmuster weisen auf eine im raumstrukturellen Gefüge unveränderte Position hin. Ein vom Durchschnitt abweichendes Arbeitsergebnis ist in diesem Fall als Ausfluß eines raumstrukturellen Gleichgewichts zu deuten. Demgegenüber zeugen grundlegende Veränderungen des Bilanzmusters vom Einfluß des gesamtwirtschaftlichen Strukturwandels.

#### 2.4 Streuungsmaße

Die analytischen Möglichkeiten des vergleichenden Bilanzansatzes sind damit noch nicht ausgeschöpft. In Anlehnung an die statistische Varianzanalyse kann mittels der Komponentenformel (4) die Streuung von  $DAW_r$  auf die Streuung der Komponenten  $K_{lr}$  zurückgeführt werden.

Es gilt

$$\overline{DAW} = \sum_{r=1}^R DAW_r \frac{W_r}{W} = \sum_{r=1}^R \left[ \frac{U_r}{W_r} - \frac{U}{W} \right] \frac{W_r}{W} = 0$$

$U_r$  = registrierte Arbeitslose in der Region  $r$   
 $U$  = registrierte Arbeitslose im Gesamttraum

und

$$\overline{K}_l = \sum_{r=1}^R K_{lr} \frac{W_r}{W} = 0 \quad \forall l = 1, 2, \dots, 7.$$

Folglich ist

$$\begin{aligned} \text{var}(DAW) &= \sum_{r=1}^R [DAW_r - \overline{DAW}]^2 \frac{W_r}{W} \\ &= \sum_{r=1}^R (DAW_r)^2 \frac{W_r}{W} \end{aligned}$$

die Varianz der Differenz der Arbeitslosen je 1000 Einwohner.

Analog ist

$$\text{var}(K_l) = \sum_{r=1}^R [K_{lr} - \overline{K}_l]^2 \frac{W_r}{W} = \sum_{r=1}^R (K_{lr})^2 \frac{W_r}{W}$$

die Varianz der Komponente  $K_{lr}$  und

$$\text{cov}(K_l, K_k) = \sum_{r=1}^R (K_{lr} K_{kr}) \frac{W_r}{W}, \quad l \neq k,$$

die Kovarianz zwischen der Komponente  $l$  und der Komponente  $k$ ,  $l, k = 1, 2, \dots, 7$ ,  $l \neq k$ .

Quadriert man Gleichung (4), multipliziert auf beiden Seiten mit  $W_r/W$  und summiert anschließend über die  $R$  Regionen, erhält man die folgende Varianzzerlegung:

$$(6) \quad \text{var}(DAW) = \sum_{l=1}^7 \text{var}(K_l) + 2 \sum_{l=1}^7 \sum_{k>l}^7 \text{cov}(K_l, K_k).$$

Aufschlußreicher dürfte jedoch die Bildung von „Nettovanzen“ sein. Als Nettovarianz sei im folgenden die Summe aus der Varianz einer Komponente  $l$  und der Summe der Kovarianzen zwischen  $l$  und den restlichen sechs Komponenten definiert:

$$\text{var}_n(K_l) = \text{var}(K_l) + \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq l}}^7 \text{cov}(K_l, K_k).$$

Damit gelangt man zu folgender Varianzzerlegung:

$$(7) \quad \text{var}(DAW) = \sum_{l=1}^7 \text{var}_n(K_l).$$

In dieser Formel wird die Dispersion der Arbeitslosen (gemessen in der Varianz von  $DAW$ ) auf die Nettostreuung der Einzelkomponenten der Bilanzformel (4) zurückgeführt. Hieraus ergeben sich Hinweise auf jene Komponenten der Arbeitsmarktbilanz, welche maßgeblich an regionalen Unterschieden im Arbeitsergebnis beteiligt sind.

### 3. Vergleichende Arbeitsmarktbilanzen bayerischer Raumordnungsregionen

Das Konzept der vergleichenden Arbeitsmarktbilanz wurde erstmals zur Analyse der regionalen Arbeitslosigkeit in den 18 bayerischen Raumordnungsregionen benutzt. Zur Illustration der vorausgegangenen methodischen Darlegungen werden im folgenden einige exemplarische Ergebnisse dieser Studie vorgestellt<sup>8</sup>.

#### 3.1 Untersuchungsgegenstand

Für die 18 bayerischen Raumordnungsregionen (siehe Karte im Anhang) stehen Daten über die Wohnbevölkerung, die Wanderungen, die Pendlersalden, die Bruttowertschöpfung, die Zahl der Arbeitslosen sowie die Zahl der Sozialversicherungspflichtig Beschäftigten zur Verfügung. Nach 12 Altersklassen sowie nach Geschlecht gegliederte Potentialerwerbsquoten für die Bundesrepublik Deutschland stellte das *Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit zur Verfügung*<sup>9</sup>. Diese Gliederung wurde bei der Berechnung des Bevölkerungsstruktureffektes ( $K_{lr}$ ) zugrunde gelegt. Da die Wanderungsstatistik nur nach Geschlecht gegliedert ist, wurde der Wanderungssaldo nach Ansatz (3) berücksichtigt. Zur Normierung wurde die Wohnbevölkerung im Alter von 15 bis 75 Jahren herangezogen. Die Angebotsseite konnte demnach in folgende Komponenten aufgespalten werden:

Bevölkerungsstruktur (BS) :=

$$\left( \sum_{i=1}^{24} \left[ \frac{W_{ir}}{W_r} - \frac{W_i}{W} \right] q_i - \sum_{j=1}^2 \left[ \frac{WS_{jr}}{W_r} - \frac{WS_j}{W} \right] q_j \right) 1000$$

Wanderungssaldo (WS) :=  $\left( \sum_{j=1}^2 \left[ \frac{WS_{jr}}{W_r} - \frac{WS_j}{W} \right] q_j \right) 1000$

Pendler-saldo (PS) :=  $\left( \frac{PS_r}{W_r} - \frac{PS}{W} \right) 1000$

Bei der Aufschlüsselung der Arbeitskräftenachfrage mußte auf die Sozialversicherungspflichtig Beschäftigten zurückgegriffen werden. Diese werden in der Gliederung Land-

<sup>8</sup> Zu weiteren Ergebnissen dieser Untersuchung siehe Klaus, Maußner (1988).

<sup>9</sup> Hierfür möchten wir uns an dieser Stelle herzlich bedanken.

und Forstwirtschaft, Produzierendes Gewerbe, Handel und Verkehr sowie Dienstleistungen ausgewiesen (S=4). Die Sozialversicherungspflichtig Beschäftigten umfassen auf gesamt-bayerischer Ebene rund 80% aller Beschäftigten<sup>10)</sup>. Allerdings schwankt diese Quote regional zwischen 83% (Region 1) und 60% (Region 8)<sup>11)</sup>. Dies schlägt sich in entsprechenden regionalen Unterschieden im Saldo der Arbeitsmarktbilanz nieder. In der gleichen sektoralen Gliederung stehen auf regionaler Ebene alle zwei Jahre Zahlen über die Bruttowertschöpfung zur Verfügung (zuletzt für 1982). Auf der Nachfrageseite konnten folglich die Komponenten

$$\text{Produktionsstruktur (PRO)} := \left( \sum_{s=1}^4 \frac{1}{P_s} \left[ \frac{Y_{sr}}{W_r} - \frac{Y_s}{W} \right] \right) 1000, P_s := Y_s/B_s$$

$$\text{Produktivitätsstruktur (PROD)} := \left( \sum_{s=1}^4 \frac{Y_{sr}}{W_r} [P_{sr}^{-1} - P_s^{-1}] \right) 1000, P_{sr} := Y_{sr}/B_{sr}$$

berücksichtigt werden.

Die Restkomponente wurde berechnet, indem vom jeweiligen Erwerbepersonenpotential,  $\sum_i W_i q_i$ , die Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten,  $B_s$  bzw.  $B_{sr}$ , der registrierten Arbeitslosen,  $U$  bzw.  $U_r$  und der Pendler-saldo,  $PS$  bzw.  $PS_r$ , abgezogen wurden. Die Restkomponente

$$\text{Restkomponente (REST)} := \left( \frac{RK_r}{W_r} - \frac{RK}{W} \right) 1000$$

ergibt somit zusammen mit  $BS$ ,  $WS$ ,  $PS$ ,  $PRO$  und  $PROD$  genau  $DAW_r$ .

### 3.2 Konjunkturelle und strukturelle Aspekte der regionalen Arbeitslosigkeit

Ein Beispiel für die unterschiedliche konjunkturelle Reagibilität regionaler Arbeitsmärkte liefern die vergleichenden Arbeitsmarktbilanzen der Regionen Donau-Wald und München. Wie aus Tabelle 1 abgelesen werden kann, nimmt im Zuge der 1980 einsetzenden gesamtwirtschaftlichen Rezession die Arbeitslosigkeit in Donau-Wald überdurchschnittlich zu<sup>12)</sup>. Eine wichtige Ursache hierfür ist in der vergleichsweise ungünstigen Produktionsstruktur zu suchen, denn rund 59% der Zunahme von DAW (1980 auf 1982) gehen zu Lasten der gewachsenen Belastung durch PRO. Dagegen wächst die Arbeitslosigkeit in München nur unterdurchschnittlich<sup>13)</sup>, was daran zu erkennen ist, daß DAW (als Saldengröße auf der Belastungsseite der Bilanz) absolut und relativ zunimmt. Auf der Entlastungsseite der Bilanz nimmt PRO ebenfalls absolut und relativ zu. Dies ist ein Indiz dafür, daß die Produktionsstruktur Münchens weniger konjunkturanfällig ist als die von Donau-Wald.

Tabelle 2 stellt die vergleichende Arbeitsmarktbilanz der Region Westmittelfranken von 1975 der Bilanz von 1982 gegenüber. Das Bilanzmuster hat sich während des achtjährigen Untersuchungszeitraumes nicht geändert: Die Arbeitslosigkeit liegt unter dem Landesdurchschnitt. Belastungswirkungen gehen nur von der Produktionsstruktur aus. Auf der Entlastungsseite dominieren Pendlersaldo

<sup>10)</sup> Vgl. Bayerisches Staatsministerium für Landesentwicklung und Umweltfragen (1986), S. 51.

<sup>11)</sup> Vgl. Bayerisches Staatsministerium für Landesentwicklung und Umweltfragen (1984), S. 52.

<sup>12)</sup> 1980 waren in Donau-Wald 13 165 Arbeitslose registriert, 1982 waren es 23 808.

<sup>13)</sup> In München gab es 1980 25 208 registrierte Arbeitslose, 1982 gab es 49 232.

**Tabelle 1: Vergleichende Arbeitsmarktbilanzen der Regionen Donau-Wald und München 1980**

Relative Entlastung		Donau - Wald 1980		Relative Belastung		Relative Entlastung		München 1980		Relative Belastung	
In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme
BS	8.71	7.71	PS	0.14	0.12	PRO	110.38	97.46	BS	24.85	21.94
WS	1.68	1.49	PRO	112.74	99.88	REST	2.88	2.54	WS	0.46	0.41
PROD	40.40	35.79							PS	18.54	16.37
REST	48.80	43.23							PROD	65.42	57.76
DAW	13.29	11.78							DAW	4.00	3.53
112.88		112.88				113.26		113.26			
1981											
BS	11.00	9.60	WS	0.19	0.16	WS	0.43	0.36	BS	25.32	21.39
PROD	38.71	33.78	PS	0.27	0.23	PRO	116.29	98.25	PS	18.22	15.39
REST	47.80	41.71	PRO	114.14	99.60	REST	1.64	1.39	PROD	67.72	57.21
DAW	17.09	14.91							DAW	7.10	6.00
114.59		114.59				118.36		118.36			
1982											
BS	12.04	10.25	WS	0.87	0.74	PRO	121.81	100.00	BS	23.61	19.38
PROD	40.18	34.22	PS	0.39	0.33				WS	0.37	0.30
REST	46.27	39.41	PRO	116.14	98.92				PS	17.47	14.35
DAW	18.92	16.11							PROD	70.66	58.01
									REST	0.08	0.06
									DAW	9.61	7.89
117.41		117.41				121.81		121.81			



**Tabelle 2: Arbeitsmarktbilanz der Region Westmittelfranken im Vergleich 1975 und 1982**

Relative Entlastung		Westmittelfranken 1975		Relative Belastung		Relative Entlastung		Westmittelfranken 1982		Relative Belastung	
In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme
BS	15.22	13.72	PRO	108.50	97.77	BS	17.17	14.17	PRO	119.03	98.28
WS	1.75	1.58	DAW	2.48	2.23	WS	0.69	0.57	DAW	2.08	1.72
PS	31.78	28.64				PS	32.28	26.66			
PROD	45.93	41.39				PROD	63.87	52.74			
REST	16.28	14.67				REST	7.10	5.87			
110.97		110.97		121.12		121.12					

**Tabelle 3: Arbeitsmarktbilanz der Region Landshut im Vergleich 1975 und 1982**

Relative Entlastung		Landshut 1975		Relative Belastung		Relative Entlastung		Landshut 1982		Relative Belastung	
In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme	In Personen je 1000 Einwohner	In v. H. d. Bilanzsumme
BS	17.48	22.14	PRO	78.94	100.00	BS	15.20	45.39	WS	1.80	5.38
WS	0.17	0.22				PS	15.13	45.17	PRO	12.13	36.22
PS	15.70	19.89				PROD	3.16	9.44	REST	11.56	34.52
PROD	38.31	48.53				DAW	8.00	23.87			
REST	6.08	7.71									
DAW	1.20	1.52									
78.94		78.94		33.50		33.50					

**Tabelle 4: Varianz der regionalen Differenz der Arbeitslosigkeit und Aufspaltung in die Nettovarianzen der Einzelkomponenten**

Jahre	Varianz der Differenz der Arbeitslosen je 1000 Einwohner	Netto-Varianz der Bevölkerungsstrukturkomponente	Netto-Varianz der Wanderungssaldenkomponente	Netto-Varianz der Pendlersaldenkomponente	Netto-Varianz der Produktionsstrukturkomponente	Netto-Varianz der Produktivitätsstrukturkomponente	Netto-Varianz der Restkomponente
1975	35,9	- 28,5	- 3,3	- 24,1	189,6	- 8,1	- 89,7
1976	45,8	- 24,9	- 9,3	- 14,1	210,1	- 66,0	- 50,0
1977	42,3	- 20,3	- 10,0	- 5,6	191,8	- 68,0	- 45,6
1978	40,4	- 21,4	- 3,9	3,8	188,8	- 82,4	- 44,5
1979	30,4	- 15,8	- 7,2	5,0	157,4	- 60,7	- 48,3
1980	28,5	- 19,5	- 5,6	7,7	147,5	- 62,6	- 39,0
1981	53,5	- 42,7	- 2,6	- 2,2	272,8	- 133,2	- 38,7
1982	84,4	- 56,3	- 4,2	- 2,5	384,9	- 227,6	- 9,9

**Tabelle 5: Entwicklung der Arbeitslosigkeit in der Bundesrepublik Deutschland und in Bayern und Dispersion der Arbeitslosigkeit in Bayern 1974-1982**

Jahre	Arbeitslose				Dispersion der Arbeitslosigkeit in Bayern	
	Bundesrepublik Deutschland		Bayern		Varianz der Differenz der Arbeitslosen je 1000 Einwohner	Veränderung in Prozent des Vorjahres
Registrierte Arbeitslose	Veränderung in Prozent des Vorjahres	Registrierte Arbeitslose	Veränderung in Prozent des Vorjahres			
1974	582 000		107 198			
1975	1 074 000	+ 85	205 447	+ 92	35,9	
1976	1 060 000	- 1	199 857	- 27	45,8	+ 28
1980	889 000	- 16	147 714	- 26	28,5	- 38
1981	1 272 000	+ 43	212 784	+ 44	53,5	+ 88
1982	1 833 000	+ 44	305 163	+ 43	84,4	+ 58

Quellen: Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1985), S. 230; Bundesanstalt für Arbeit (1984), S. 23f.

und Produktivität. Auffallend ist lediglich der Rückgang von REST zugunsten von PROD. Die Erklärung hierfür dürfte wohl darin liegen, daß vielen in der Landwirtschaft tätigen Selbständigen und mithelfenden Familienangehörigen das Überwecheln in Sozialversicherungspflichtige Voll- oder Nebenerwerbstätigkeiten gelang. Von dieser Veränderung abgesehen, weisen die Bilanzen auf eine Region hin, die einen im raumstrukturellen Gefüge unveränderten Platz einnimmt.

Das Gegenstück hierzu, nämlich einen Arbeitsmarkt, dem es gelang, seine relative Position entscheidend zum Positiven hin zu verschieben, bietet die Region Landshut (siehe Tabelle 3). 1975 lag die Arbeitslosigkeit über dem Landesdurchschnitt. Wesentliche Entlastungseffekte gingen von negativen Pendlersalden, einer den Arbeitsmarkt vergleichsweise entlastenden Bevölkerungsstruktur und unterdurchschnittlicher Produktivität aus. Acht Jahre später liegt die Arbeitslosigkeit weit unter dem Landesdurchschnitt und die Belastung des Arbeitsmarktes durch eine ungünstige Produktionsstruktur hat sich auf weniger als ein Sechstel des Ausgangswertes reduziert. Gleichzeitig rückte die Produktivität der regionansässigen Betriebe an den Landesdurchschnitt heran. Die Änderung im Vorzeichen und im Ausmaß der REST-Komponente zeigt zugleich die datenbedingten Grenzen, Ursachen von Arbeitsmarktunterschieden mittels vergleichender Arbeitsmarktbalancen zu lokalisieren; weitere statistische Informationen wären hier erforderlich, um den Gründen für die Änderungen im einzelnen nachzugehen.

### 3.3 Regionale Dispersion der Arbeitslosigkeit und globales Arbeitsmarktungleichgewicht

Der Zusammenhang zwischen dem Niveau der Arbeitslosigkeit und ihrer regionalen Dispersion kann mittels der oben geschilderten Varianzanalyse aufgedeckt werden. Tabelle 4 zeigt die Aufspaltung der Varianz der Differenz der Arbeitslosen je 1000 Einwohner, var (DAW), in die Nettovarianzen der Einzelkomponenten BS, WS, PS, PRO, PROD und REST.

Vergegenwärtigt man sich die Entwicklung des globalen Arbeitsmarktungleichgewichts, dann liegt folgender Zusammenhang zwischen Niveau und regionaler Struktur der Arbeitslosigkeit nahe. Plötzliche Niveauverlagerungen, wie sie im Gefolge des ersten (1973/74) und zweiten (1979/80) Ölpreisschocks auftraten, erhöhen die Dispersion der Arbeitslosigkeit, var (DAW) stieg sowohl von 1975 auf 1976 als auch in den Jahren 1980-82 (siehe Tabelle 5). In der Phase einer leichten Verbesserung der Arbeitsmarktsituation auf globaler Ebene (von 1976 bis 1980) sank var (DAW) kontinuierlich, obwohl im Vergleich zur Arbeitsmarktsituation vor 1973 das globale Ungleichgewicht auf deutlich höherem Niveau verharrte. Dies ist ein Indiz dafür, daß auch bei anhaltend hoher Arbeitslosigkeit Anpassungsvorgänge stattfinden, die regionale Unterschiede im Arbeitsmarktergebnis insoweit eibebnen, als sie Reflex einer regional differenzierten Schockinzidenz sind, nicht aber Ausfluß raumstrukturell bedingter Verschiedenheit der Arbeitsmarktregionen.

Diese These wird vom Entwicklungsmuster der Komponenten von var (DAW) gestützt. Maßgeblich am Abbau der Dispersion der Arbeitslosigkeit beteiligt ist die Nettostreuung des Produktionsstruktureffektes, var (PRO). Sie sank im Zeitraum 1976-80 um rund 30%. Nur anfänglich unterlief die prozyklische Reaktion der Pendlersalden den hiervon ausgehenden nivellierenden Effekt.<sup>14)</sup>

Die Varianzanalyse für den Zeitraum 1980-82 zeigt, daß selbst kurzfristig Ausgleichsmechanismen wirken. Die Niveauverlagerung des globalen Arbeitsmarktungleichgewichts äußerte sich in einer Zunahme der Nettovarianz der Produktionsstrukturkomponente. Die entgegengesetzte Wirkung zunehmender Produktivitätsunterschiede – eine Folge der bekanntermaßen nur zögerlichen Reaktion der Beschäftigung auf Produktionsschwankungen – verminderte den Einfluß auf var (DAW). Nivellierend wirkte auch der Umschwung in der Nettovarianz der Pendlersalden, sowie die zunehmende (negative) Nettovarianz der Bevölkerungsstrukturkomponente. Letzteres ist jedoch nicht als Reflex von in ihrer Richtung eindeutigen und umfangreichen Wanderungsbewegungen zu deuten. Nur in manchen Jahren erreichte der Korrelationskoeffizient zwischen PRO und WS signifikant negative Werte.<sup>15)</sup> Vielmehr ist dies Ausdruck einer statistisch engen Beziehung zwischen PRO und BS.<sup>16)</sup> Das bedeutet, daß die regionale Inzidenz von Produktionsschocks einem Muster folgt, demgemäß arbeitsangebotsseitig begünstigte (benachteiligte) Regionen nachfrageseitig benachteiligt (begünstigt) werden. Aufgrund dieses Musters nimmt die Dispersion der Arbeitsmarktergebnisse infolge eines Produktionsschocks prozentual weniger zu als es ansonsten der Fall wäre.

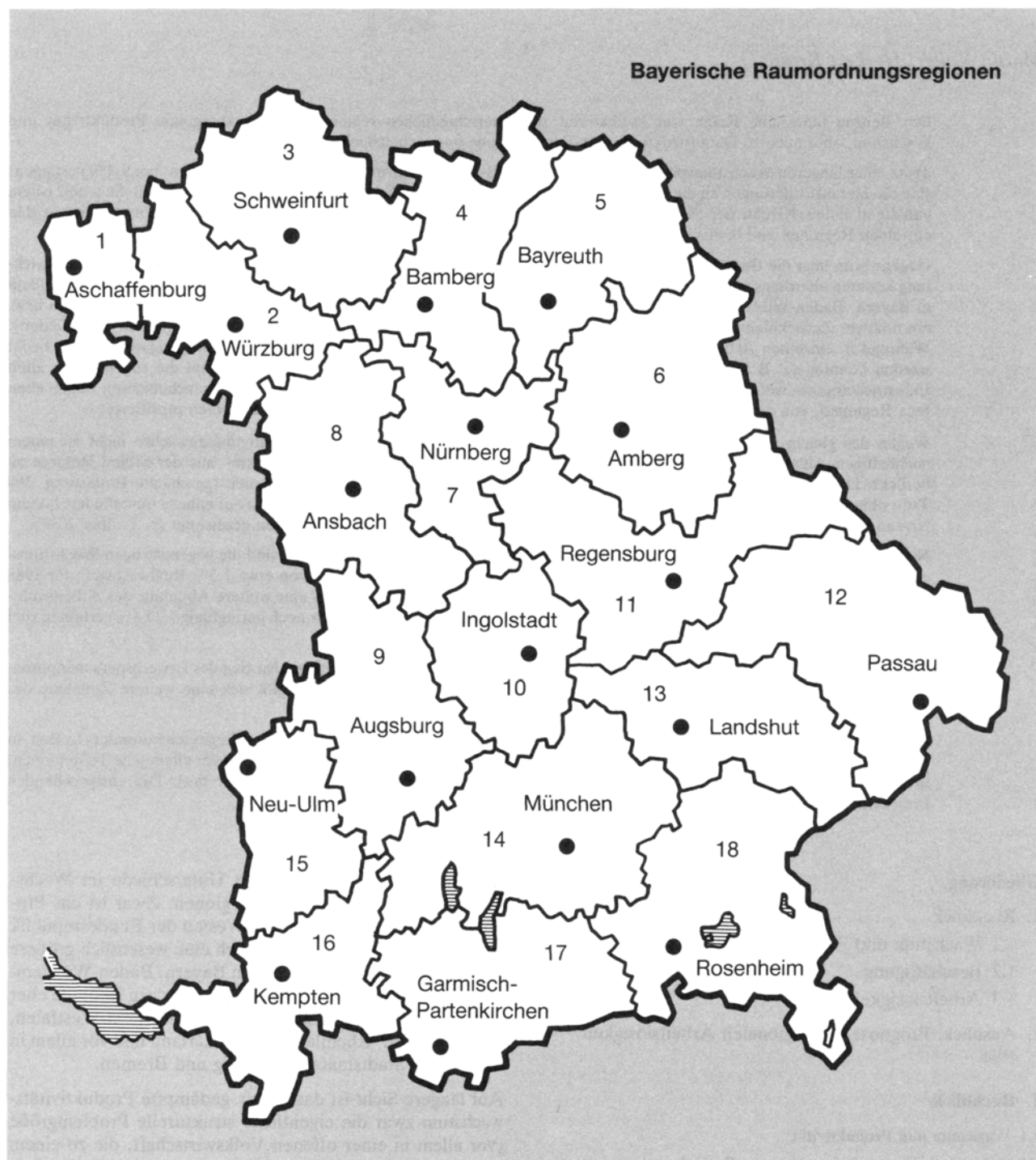
<sup>14)</sup> Marston (1985) kommt für die USA zu dem Schluß, daß die Rückkehr zu einem raumstrukturellen Gleichgewicht nach einem exogenen Schock nach 1-2 Jahren größtenteils bewältigt ist.

<sup>15)</sup> Korrelationskoeffizienten wurden nach der Formel 
$$\frac{\text{cov}(K_i, K_k)}{\sqrt{\text{var}(K_i) \text{var}(K_k)}} =: r_{K_i, K_k}$$
 berechnet. Für 1979 errechnet sich so ein  $r_{\text{PRO, WS}} = -0,55$ , der mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 2 Prozent von Null verschieden ist.

<sup>16)</sup>  $r_{\text{PRO, BS}}$  schwankt zwischen  $-0,77$  (1982) und  $-0,63$  (1976) und ist damit auf 1% Niveau signifikant von Null verschieden.

## Literaturverzeichnis

- Bayerisches Staatsministerium für Landesentwicklung und Umweltfragen* (Hrsg.) (1986), 8. Raumordnungsbericht, München
- Bayerisches Staatsministerium für Landesentwicklung und Umweltfragen* (Hrsg.) (1984), 7. Raumordnungsbericht, München
- Behman, S.* (1978), Interstate Differentials in Wage and Unemployment, in: *Industrial Relations*, Vol. 17, S. 168-188
- Brechung, F.* (1967), Trends and Cycles in British Regional Unemployment, in: *Oxford Economic Papers*, Vol. 19, S. 1-21
- Brown, L.* (1978), Regional Unemployment Rates – Why Are They so Different?, in: *New England Economic Review*, Vol. 4, S. 5-26
- Bundesanstalt für Arbeit* (Hrsg.) (1984), Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit, Arbeitsstatistik 1983, Jahreszahlen, Nürnberg
- Fearn, R. M.* (1975), Cyclical, Seasonal and Structural Factors in Area Unemployment Rates, in: *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 28, S. 424-431
- Hyclak, T., G. Lynch* (1980), An Empirical Analysis of State Unemployment Rates in the 1970's, in: *Journal of Regional Science*, Vol. 20, S. 377-386
- King, L. J., G. L. Clark* (1978), Regional Unemployment Patterns and the Spatial Dimensions of Macro-Economic Policy: The Canadian Experience 1966-1975, in: *Regional Studies*, Vol. 12, S. 283-296
- Klauder, W.* (1982), Arbeitskräfte – Potentialrechnung, in: *D. Mertens* (Hrsg.), *Konzepte der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (BeitrAB) 70, Nürnberg, S. 99-119
- Klauder, W., G. Kühlewind* (Hrsg.) (1981), Probleme der Messung und Vorausschätzung des Frauenerwerbspotentials, BeitrAB 56, Nürnberg
- Klaus, J., A. Maußner* (1988), Vergleichende Arbeitsmarktbalancen, Bayerische Regionen 1975 bis 1982, Forschungs- und Sitzungsberichte der ARL, Hannover, Bd. 168
- Lazar, F.* (1977), Regional Unemployment Rate Disparities in Canada: Some Possible Explanations, in: *Canadian Journal of Economics*, Vol. 10, S. 112-128
- Marston, S. T.* (1985), Two Views of the Geographic Distribution of Unemployment, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, S. 57-79
- Mertens, D., W. Klauder* (Hrsg.) (1980), Probleme der Messung und Vorausschätzung des Erwerbspersonenpotentials, BeitrAB 44, Nürnberg
- Metcalf, D.* (1975), Urban Unemployment in England, in: *Economic Journal*, Vol. 85, S. 578-589
- Murphy, K. J.* (1985), Geographic Differences in U.S. Unemployment Rates: A Variance Decomposition Approach, in: *Economic Inquiry*, Vol. 23, S. 135-158
- Murphy, K. J., R. A. Hoffer* (1984), Determinants of Geographic Unemployment Rates: A Selectively Pooled-Simultaneous Model, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, S. 216-223
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung* (1985), Jahresgutachten 1985/86, Stuttgart und Mainz
- Thon, M.* (1984), Neuberechnung des Erwerbspersonenpotentials für den Zeitraum 1970-1982, in: *MittAB* 4/1984, S. 441-453
- Van Duijn, J. J.* (1975), The Cyclical Sensitivity to Unemployment of Dutch Provinces, in: *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 5, S. 107-132



- |                         |                                 |                     |
|-------------------------|---------------------------------|---------------------|
| 1 Bayerischer Untermain | 7 Industrieregion Mittelfranken | 13 Landshut         |
| 2 Würzburg              | 8 Westmittelfranken             | 14 München          |
| 3 Main-Rhön             | 9 Augsburg                      | 15 Donau-Iller      |
| 4 Oberfranken-West      | 10 Ingolstadt                   | 16 Allgäu           |
| 5 Oberfranken-Ost       | 11 Regensburg                   | 17 Oberland         |
| 6 Oberpfalz-Nord        | 12 Donau-Wald                   | 18 Südostoberbayern |