

Köhl, W. (o.J.): Abwägung in der Verkehrsplanung. Unveröffentlichtes Arbeitspapier im Ausschuß 1.1 "Grundsatzfragen der Verkehrsplanung" der Forschungsgesellschaft für das Straßen- und Verkehrswesen. Karlsruhe.

Pelka, W. (1993): Standortsuche im Vorfeld der Umweltverträglichkeitsuntersuchung - Der neue Internationale Flughafen Berlin-Brandenburg. VDI-Berichte Nr. 1038, S. 139-159.

Strassert, G. (1995): Das Abwägungsproblem bei multikriteriellen Entscheidungen. Grundlagen und Lösungsansätze unter besonderer Berücksichtigung der Regionalplanung. Frankfurt a.M.: Lang.

Regionale Mismatch-Arbeitslosigkeit.

Eine empirische Untersuchung für die Arbeitsmarktregionen Nordrhein-Westfalens

Thomas Multhaupt, Leipzig

Kurzfassung

In dieser Untersuchung wird die Höhe und zeitliche Entwicklung der Mismatchkomponente der Arbeitslosigkeit auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen in Nordrhein-Westfalen untersucht. Für die ökonometrische Analyse wird auf den sogenannten CES-Ansatz der Beveridge- oder UV-Kurve zurückgegriffen. Dieser Ansatz gestattet eine einfache Berücksichtigung der kurzfristigen konjunkturellen Dynamik der Beveridge-Kurve. Die Ergebnisse deuten darauf hin, daß in vielen Regionen Nordrhein-Westfalens die Mismatcharbeitslosigkeit seit Ende der siebziger Jahre angestiegen ist und eine ausgeprägte räumliche Differenzierung besteht. In den Regionen des Ruhrgebiets helfen gängige Mismatchindikatoren (Strukturwandel, Langzeitarbeitslosigkeit), den Anstieg des Mismatch zu erklären.

Gliederung

1. Einleitung
2. Aussagen der Theorie der UV-Kurve zur Mismatcharbeitslosigkeit
3. Der CES-Ansatz der UV-Kurve
4. Schätzergebnisse des CES-Ansatzes
5. Strukturelle Version des CES-Ansatzes
6. Schlußfolgerungen

Literatur

Anhang

1. Einleitung

Die hohe Arbeitslosigkeit in Nordrhein-Westfalen wird oft auf sogenannte strukturelle Gründe zurückgeführt. Hinter dem Begriff der strukturellen Arbeitslosigkeit können unterschiedliche Erklärungsfaktoren für die Arbeitslosigkeit subsumiert werden, darunter Kapitalmangel, zu hohe Löhne, mangelnde Lohndifferenzierung, Strukturwandel oder auch Mismatch. Hierunter versteht man regionale, vor allem aber qualifikatorische Diskrepanzen zwischen den Anforderungsprofilen der Arbeitgeber und den Eignungsprofilen der Arbeitssuchenden. In einer Zeit, in der von den Beschäftigten 'lebenslanges Lernen' immer stärker eingefordert wird und berufliche Kenntnisse schon nach wenigen Jahren veraltet sein können, erscheint es notwendig, die tatsächliche Relevanz von Mismatch als Komponente der Arbeitslosigkeit empirisch zu überprüfen. Auch für die Regionalpolitik ergeben sich hiermit wichtige Anhaltspunkte und Informationen, die für die Ausgestaltung differenzierter Strategien genutzt werden können. Schließlich hat der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung noch in seinem Jahresgutachten von 1994/95 darauf hingewiesen, daß die Mismatchkomponente der Arbeitslosigkeit einen wesentlichen Teil der Arbeitslosigkeit ausmacht. Der Rat schätzte, daß den 1,7 Millionen Arbeitslosen 1991 rd. 1 Millionen offene Stellen gegenüberstanden¹. Ökonometrische Schätzungen von Franz/Smolny (1993) kommen zu dem Ergebnis, daß die Mismatch-Arbeitslosigkeit zu Beginn der neunziger Jahre bei immerhin rd. 4,6 vH lag. In dieser Untersuchung wird daher eine regionalisierte Schätzung der Mismatch-Arbeitslosigkeit am Beispiel des Landes Nordrhein-Westfalen vorgenommen. Nach einer Vorstellung wichtiger Aussagen der Theorie der Beveridge- bzw. UV-Kurve wird der neuere CES-Ansatz der Beveridge-Kurve vorgestellt. In Kapitel vier und fünf werden die Ergebnisse des CES-Ansatzes vorgestellt.

2. Aussagen der Theorie der UV-Kurve zur Mismatcharbeitslosigkeit

Als empirisches Phänomen ist der inverse Zusammenhang von Arbeitslosen und offenen Stellen (unemployment-vacancies-relationship oder UV-Kurve) für viele Länder nachgewiesen². Er erscheint auch unmittelbar plausibel, ist doch in einem Aufschwung mit einer Reduktion der Arbeitslosenzahlen, gleichzeitig mit einem Anstieg der offenen Stellen und damit der Arbeitsnachfrage der Unternehmen zu rechnen (umgekehrt in einem Abschwung). Die theoretische Untermauerung des empirischen Phänomens ist vor allem notwendig, um die oft beobachtete Rechtsverschiebung der

¹ Vgl. SVR (1995), S. 248 ff.

² Vgl. Jackman, Pissarides, Savouri (1990).

Beveridge-Kurve erklären zu können. Bekannte Theorierahmen der UV-Kurve sind das Stock-Flow-Modell von Blanchard/Diamond (1989) und das Modell der Gleichgewichtsarbeitslosigkeit von Pissarides (1990), auf das hier kurz eingegangen werden soll. Ausgangspunkt des Pissarides-Modells ist (wie bei Blanchard/Diamond) eine Matching-Funktion, in der die Einstellungen H (Stromgröße) als Funktion der Bestandsvariablen Arbeitslose U und offene Stellen V modelliert werden³. a ist der Effizienzparameter der Matching-Funktion, α ist ihre partielle Elastizität.

$$(1) H = aU^\alpha V^{1-\alpha}$$

Die Wahrscheinlichkeit, daß ein Arbeitsloser in einem Zeitintervall dt eingestellt wird, ist $H/U = a(V/U)^{1-\alpha}$, während umgekehrt die Wahrscheinlichkeit, daß eine bestimmte offene Stelle mit einem Arbeitslosen besetzt werden kann $H/V = a(V/U)^{-\alpha}$ ist. Die Wiedereinstellungschance eines Arbeitslosen steigt also mit höherer Arbeitsmarktanspannung V/U (labor market tightness) an, während offene Stellen bei niedriger Arbeitsmarktanspannung schneller besetzt werden können. Definiert man die Besetzungswahrscheinlichkeit einer offenen Stelle H/V allgemein als $q(\theta)$ mit $\theta = V/U$, so ist die Abgangswahrscheinlichkeit eines Arbeitslosen gegeben durch $\theta q(\theta)$ ⁴. Während die Arbeitslosen mit der von der Arbeitsmarktanspannung abhängigen Rate $\theta q(\theta)$ einen Arbeitsplatz finden, kommt es gleichzeitig in jedem Zeitintervall in Höhe von $sE = s(1-u)L$ zu Zugängen in die Arbeitslosigkeit, wobei s die exogen gesetzte Rate angibt, mit der Beschäftigte aufgrund von Veränderungen der Nachfragestruktur ihren Arbeitsplatz verlieren und den Arbeitslosenpool vergrößern. E sind die Beschäftigten und L die Erwerbspersonen. Im Stromgleichgewicht entsprechen sich Zugänge und Abgänge in die Arbeitslosigkeit, so daß $s(1-u)L = \theta q(\theta)uL$ gilt. Auflösen der Gleichung nach der Arbeitslosenquote u ergibt

$$(2) u = \frac{s}{s + \theta q(\theta)}$$

Gleichung (2) ist die erste Basisgleichung des Pissarides-Modells. Sie zeigt, daß die Arbeitslosigkeit um so höher ist, je größer die Strukturverschiebungen der Nachfrage bzw. die strukturwandelbedingten Entlassungen sind. Die Arbeitslosigkeit hängt gleichzeitig entscheidend von den Wiedereinstellungschancen der Arbeitslosen $\theta q(\theta)$

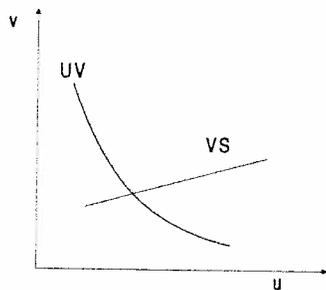
³ Vgl. zum folgenden Pissarides (1990), S. 3 ff.

⁴ Der Ausdruck $\theta q(\theta)$ für die Abgangswahrscheinlichkeit ergibt sich wie folgt. $q(\theta)$ entspricht $H/V = a(V/U)^{-\alpha}$. Multiplikation mit $\theta = V/U$ ergibt $a(V/U)^{1-\alpha} = H/U$, also die Abgangsrate aus der Arbeitslosigkeit. Vgl. ebenda, S. 5f.

und damit von dem "Konjunktur- und Arbeitsmarktindex" θ ab. Eine genaue Bestimmung der Arbeitslosenquote u ist ohne Kenntnis der Bestimmungsgründe des unbekannt Parameters θ nicht möglich.

Um zu einer eindeutigen Bestimmung von u zu gelangen, leitet Pissarides eine Vacancy-Supply-Curve (VS) ab. Ihre Ableitung basiert auf drei Gleichungen: einer Optimumbedingung für den Kapitaleinsatz (Grenzproduktivität des Kapitals = Kapitalnutzungskosten), einer modifizierten Grenzproduktivitätsregel für den Arbeitseinsatz (Das Grenzprodukt der Arbeit entspricht dem Reallohn plus der erwarteten Einstellungskosten, die von folgenden Größen abhängen: den Rekrutierungsfixkosten, der mittleren Laufzeit einer offenen Stelle, den Opportunitätszinsen und der exogenen Separationsrate) und einer Lohngleichung (Sie wird aus einer Nash-Verhandlungslösung hergeleitet: Bei Fehlen von Verhandlungsmacht auf der Arbeitnehmerseite entspricht der Lohn dem Alternativeinkommen eines Arbeitslosen; bei positivem Bargaining-Parameter übersteigt der Lohn das Mindestniveau in Abhängigkeit von der Produktivität der Arbeitsplätze und der Arbeitsmarktanspannung θ). Mit Hilfe dieser Modellannahmen läßt sich für plausible Werte der Parameter eine positiv geneigte VS-Kurve herleiten (s. Abbildung 1).

Abbildung 1: UV-Gleichgewicht im Pissarides-Modell



Quelle: Pissarides (1990), S. 14.

Das Angebot an offenen Stellen hängt dabei positiv von der Verhandlungsstärke der Unternehmen, der (Grenz-)Produktivität des Faktors Arbeit und der Höhe der Arbeitslosigkeit ab. Höhere Einstellungskosten führen ebenso wie ein höheres Realzinsniveau tendenziell zu einer Verringerung des Vakanzenangebots. Das gleiche gilt für eine Erhöhung der Arbeitsloseneinkommen, die über ihren positiven Einfluß auf die Lohnsätze die Arbeitsnachfrage der Unternehmen verringert. Das UV-Gleichgewicht, in dem Arbeitnehmer und Unternehmen ihre jeweiligen Zielfunktionen

maximieren und in dem unter Berücksichtigung der Matchingtechnologie ein Stromgleichgewicht zwischen Abgängen aus und Zugängen in die Arbeitslosigkeit herrscht, ergibt sich graphisch aus dem Schnittpunkt der durch Gleichung (2) definierten UV-Kurve und der Vakanzenangebotsfunktion VS. Die Arbeitslosigkeit im UV-Gleichgewicht bezeichnet Pissarides als gleichgewichtige Arbeitslosigkeit ("equilibrium unemployment")⁵. Liegt der Schnittpunkt von UV- und VS-Kurve auf der (gedachten) Winkelhalbierenden, entsprechen sich u und v . Den Arbeitslosen steht dann rein rechnerisch eine gleich große Zahl an offenen Stellen gegenüber. Die Arbeitslosigkeit wäre dann allein auf Mismatch zurückzuführen. Bewegt sich die VS-Kurve aus einer solchen Position nach rechts unten, muß die zusätzlich entstehende Arbeitslosigkeit mit anderen Faktoren (z. B. zu hohe Löhne) erklärt werden.

Anhand der Abbildung und der für die UV- Kurve und VS-Kurve relevanten Parameter läßt sich nun zeigen, welche Verschiebungen des UV-Gleichgewichts sich bei einer isolierten Änderung der einzelnen Parameter ergeben. Aus der Gleichung für die UV-Kurve geht hervor, daß eine Erhöhung der Separationsrate s die Gleichgewichtsarbeitslosigkeit erhöht und das UV-Gleichgewicht nach rechts verschiebt. Zweitens steigt die UV-Arbeitslosigkeit bei gegebener VS-Kurve, wenn sich die Abgangswahrscheinlichkeit der Arbeitslosen θ $q(\theta)$ verringert. Sie hängt - neben der "labor market tightness" V/U - entscheidend von dem Effizienzparameter a der Matchingfunktion ab. Erhöhungen regionaler Ungleichgewichte von Arbeitslosen und offenen Stellen oder Diskrepanzen zwischen den qualifikatorischen Anforderungen der Arbeitsplätze und der Qualifikationsstruktur der Arbeitslosen vermindern die Matchingeffizienz. Eine weitere Möglichkeit für eine verringerte Effizienz des Stellenbesetzungsprozesses ergibt sich, wenn man in der Matchingfunktion zwischen Kurzzeit- und Langzeitarbeitslosen differenziert und die Arbeitslosen mit ihrer gruppenspezifischen Sucheffektivität gewichtet. Sofern die individuellen Abgangsraten nicht nur von den persönlichen Charakteristika der Arbeitslosen und der Arbeitsmarktanspannung abhängen, sondern auch von der bisherigen Dauer der Arbeitslosigkeit, ist die Sucheffektivität der Langzeitarbeitslosen geringer; auch dies kann das Matching erschweren und zu einer Rechtsverschiebung der UV-Kurve führen⁶.

⁵ Vgl. Pissarides (1990), S. 16.

⁶ Eine solche Statusabhängigkeit der Abgangsraten wird vor allem damit begründet, daß Arbeitgeber die Dauer der Arbeitslosigkeit als "screening device" nutzen, weil sie die Produktivität Langzeitarbeitsloser aufgrund vermeintlicher oder tatsächlicher Humankapitalverluste als gering einstufen. Vgl. hierzu Jones, Manning (1992), Layard, Nickell, Jackman (1994), S. 256 ff.

3. Der CES-Ansatz der UV-Kurve

In den letzten Jahren ist auch versucht worden, die UV-Kurve in den Rahmen der neueren Ungleichgewichtsmodelle zu integrieren⁷. Interessant ist dieser Ansatz, weil er erstens eine einfache Darstellung der konjunkturellen Dynamik der Beveridge-Kurve erlaubt. Hiermit kann gezeigt werden, inwieweit die im Pissarides-Modell beschriebene Rechtsverschiebung der UV-Gleichgewichte neben strukturellen Faktoren auch durch konjunkturelle Faktoren bedingt sein kann. Statt einer permanenten Rechtsverschiebung der UV-Kurve führt die konjunkturell bedingte Dynamik der UV-Kurve zu lediglich temporären, gegen den Uhrzeigersinn gerichteten Schleifenbewegungen um eine langfristig konstante UV-Kurve. Zweitens erlaubt dieser Ansatz die Ableitung einer ökonometrischen Schätzfunktion, mit der die Hypothesen des Pissarides-Modells für einen steigenden Mismatch einem empirischen Test unterzogen werden können⁸.

Ausgangspunkt der Ableitung einer Koexistenz von offenen Stellen und Arbeitslosen ist die auf Hansen zurückgehende Idee einer Aggregation von friktionslosen Mikromärkten⁹. Für jeden dieser Mikromärkte (z. B. ein Unternehmen, eine Branche) gilt, daß die Beschäftigung durch die jeweils knappere Seite (Arbeitsangebot oder Arbeitsnachfrage) bestimmt wird. Mikromärkte mit einer Überschußnachfrage nach Arbeit weisen offene Stellen aus. In anderen Mikromärkten übersteigt das Arbeitsangebot die Arbeitsnachfrage der Unternehmen. Aggregiert man über alle Mikromärkte, existieren sowohl offene Stellen als auch Arbeitslose. Dieser Mismatch von Arbeitsangebot und Arbeitsnachfrage führt dazu, daß die aggregierte Beschäftigung immer niedriger als das Minimum von Arbeitsangebot (Beschäftigte + Arbeitslose) und Arbeitsnachfrage (Beschäftigte + Vakanzen) ist. Unter der Annahme einer lognormalverteilten Varianz der Angebots- und Nachfrageüberschüsse auf den einzelnen Mikromärkten kann die tatsächlich realisierte Beschäftigung als Ergebnis der Aggregation über alle Mikromärkte durch folgende CES-Funktion approximiert werden¹⁰:

$$(3) \quad LT = \{LS^{-\rho} + LD^{-\rho}\}^{-1/\rho},$$

⁷ Vgl. Drèze, Bean (1990), S. 26 ff.

⁸ Zu anderen Verfahren vgl. Franz/Siebeck (1992). Hauptkritikpunkt ist, daß dort kurzfristige Dynamiken der UV-Kurve unberücksichtigt bleiben. Vgl. auch Börsch-Supan (1992).

⁹ Vgl. Hansen (1970), S. 5 f., Franz, Smolny (1994), S. 218 ff.

¹⁰ Vgl. Lambert (1988), Appendix A.

wobei LT (transacted labor) die tatsächlich realisierte Beschäftigung, LS (labor supply) das Arbeitsangebot und LD (labor demand) die Arbeitsnachfrage ist:

$$LS \equiv LT + U \quad \text{und} \quad LD \equiv LT + V.¹¹$$

Die Effizienz des Matchingprozesses hängt vom Parameter ρ ab, der als Mismatchparameter interpretiert werden kann. Geht ρ gegen unendlich, bestimmt das Minimum von Arbeitsangebot und Arbeitsnachfrage die Beschäftigung. In allen anderen Fällen ist die in (3) definierte Beschäftigung geringer als das Minimum von LS und LD. Ein Anstieg von ρ verringert den Mismatch. Es gilt also:

$$\frac{\partial LT}{\partial \rho} > 0; \quad \lim_{\rho \rightarrow \infty} LT = \min(LD, LS)$$

Die Rolle des Mismatchparameters ρ läßt sich verdeutlichen, wenn man die Beschäftigungsfunktion umformt. (3) durch LT dividiert ergibt:

$$(4) \quad 1 = \left(\frac{LS}{LT}\right)^{-\rho} + \left(\frac{LD}{LT}\right)^{-\rho}$$

Definiert man die Arbeitslosenquote u und die Vakanzenquote v mit Hilfe von LT, LS und LD als $u \equiv \frac{(LS - LT)}{LS}$ und $v \equiv \frac{(LD - LT)}{LD}$ ¹², so läßt sich (4) auch schreiben als

$$(5) \quad 1 = (1 - u)^{\rho} + (1 - v)^{\rho} \quad \text{mit} \quad \frac{du}{dv} < 0.$$

Gleichung (5) liefert eine inverse Beziehung zwischen der Arbeitslosenquote und Vakanzenquote und kann mithin als UV-Kurve interpretiert werden. Im makroökonomischen Gleichgewicht gilt, daß das Arbeitsangebot LS und die Arbeitsnachfrage LD genau übereinstimmen. In diesem Fall ist $u = v$. Die im Gleichgewicht noch bestehende Arbeitslosigkeit bezeichnen Franz/Smolny als strukturelle Arbeitslosigkeit. Sie stimmt in ihrer Definition mit der Mismatch-Arbeitslosigkeit überein. Setzt man in Gleichung (5) u gleich v , erhält man folgenden Ausdruck für die strukturelle Arbeitslosigkeit sr :

$$(6) \quad sr \equiv 1 - 2^{-1/\rho}.$$

¹¹ Vgl. Franz, Smolny (1994), S. 219 f.

¹² Vgl. zu dieser Definition der Vakanzenquote auch HWWA (1991), S. 49.

Die strukturelle Arbeitslosigkeit s_r kann also allein als Funktion des Mismatchparameters ρ ausgedrückt werden. Eine ökonometrische Schätzung der CES-Beschäftigungsfunktion (3) mit ρ als einzigem zu bestimmenden Parameter erlaubt also eine direkte Bestimmung der strukturellen Arbeitslosigkeit.

Ein weiterer Vorteil der CES-Beschäftigungsfunktion ist, daß sie eine einfache Einführung der dynamischen Beschäftigungsanpassung der Unternehmen gestattet. Man kann davon ausgehen, daß die tatsächliche Beschäftigung nicht nur von Arbeitsangebot und Arbeitsnachfrage bestimmt wird, sondern kurzfristig z. T. auch durch die vergangene Beschäftigung determiniert ist, da für die Unternehmen Anpassungsbeschränkungen in Form von Einstellungs- und Entlassungskosten, Einstellungskapazitäten, Kündigungsfristen und begrenzter regionaler Mobilität der Arbeitnehmer bestehen. Diese Anpassungsverzögerungen lassen sich im Rahmen des CES-Funktionsansatzes durch einen weiteren Parameter δ erfassen, der den Prozentsatz angibt, um den die Unternehmen ihre Beschäftigung maximal erhöhen können. Auf der Ebene der Mikromärkte stellt δ damit eine zusätzliche Restriktion dar, so daß die für jeden Mikromarkt i relevante Minimumbedingung nun lautet:

$$(7) \quad LT_i = \min[LD_i, LS_i, (1+\delta)LT_{i,t-1}]$$

Aggregiert man über alle Mikromärkte, so läßt sich die Beschäftigung wieder als CES-Funktion approximieren:

$$(8) \quad LT = \left\{ LD^{-\rho} + LS^{-\rho} + [(1+\delta)L_{t-1}]^{-\rho} \right\}^{\frac{1}{\rho}},$$

wobei $(1+\delta)$ als durchschnittliche Anpassungsbeschränkung angesehen werden kann. Auch (8) enthält implizit eine UV-Kurve:

$$1 = \left(\frac{LS}{LT}\right)^{-\rho} + \left(\frac{(1+\delta)LT_{t-1}}{LT}\right)^{-\rho} + \left(\frac{LD}{LT}\right)^{-\rho}$$

$$(9) \quad 1 = (1-u)^{\rho} + \left(\frac{(1+dl)}{1+\delta}\right)^{\rho} + (1-v)^{\rho}$$

mit $(LT/LT_{t-1}) = (1+dl)$

Die modifizierte UV-Kurve (9) unterscheidet sich von der statischen Version der UV-Kurve durch den Ausdruck $[(1+dl)/(1+\delta)]^{\rho}$. Der Ausdruck ist positiv; seine Höhe hängt bei einer gegebenen Anpassungsbeschränkung $(1+\delta)$ entscheidend von

der Beschäftigungszunahme dl ab. Je größer dl ist, um so größer wird der Ausdruck $[(1+dl)/(1+\delta)]^{\rho}$. Der Ausdruck wird kleiner, wenn die Beschäftigungszunahme sinkt oder dl negativ wird, d. h. eine Beschäftigungsabnahme eintritt. Für die UV-Kurve bedeutet dies, daß höhere Beschäftigungszunahmen (dl steigt) mit höheren Werten für u und v einhergehen müssen, damit Gleichung (9) weiterhin erfüllt bleibt. Umgekehrt weisen die Werte von u und v niedrigere Werte auf, wenn dl sinkt. Die Werte für u und v hängen damit - anders als in der statischen Version - nicht nur vom Mismatchparameter ρ , sondern zusätzlich von den kurzfristigen (konjunkturellen) Beschäftigungsänderungen ab. Die langfristige UV-Kurve ist als eine steady-state-Bedingung formuliert, bei der sich die Arbeitslosenquote nicht ändert. Die tatsächlich realisierten Werte von u und v werden im Konjunkturverlauf mehr oder weniger von den steady-state-Werten abweichen. Die offenen Stellen steigen bei guter Konjunktur also über ihren Gleichgewichtswert, fallen bei Beginn einer Rezession aber unter diesen. Diese kurzfristigen Abweichungen im Konjunkturverlauf dürfen im CES-Modell nicht als eine Zu- bzw. Abnahme des (längerfristigen) Mismatches interpretiert werden. Bei der Messung der Mismatcharbeitslosenquote s_r muß daher die kurzfristige Dynamik "herausgerechnet" werden. Hierzu wird im CES-Modell von einem langfristigen Gleichgewicht ausgegangen, bei dem sich die Beschäftigung nicht mehr ändert, dl also gleich Null ist. Für $u = v$, so ergibt sich dann folgender Ausdruck für die Arbeitslosenquote s_r :

$$(10) \quad s_r = 1 - \left(\frac{1 - (1+\delta)^{-\rho}}{2} \right)^{\frac{1}{\rho}}$$

Spielen die Restriktionen in Form von Einstellungskosten, internen Ausbildungskapazitäten etc. nur eine untergeordnete Rolle, so geht Gleichung (10) bei hohen Werten für $(1+\delta)$ in Gleichung (6) über.

4. Schätzergebnisse des CES-Ansatzes

Die empirische Schätzung der statischen und dynamischen Version der CES-Beschäftigungsfunktion soll auf der Ebene von 14 Arbeitsmarktregionen für den Zeitraum 1976 bis 1993 erfolgen (s. Anhang)¹³. Logarithmierung der statischen und dynamischen Version ergibt folgenden Schätzansatz¹⁴:

¹³ Einer anderen Arbeit liegen 24 Arbeitsmarktregionen zugrunde. Vgl. Multhaup (1996). Aufgrund von räumlichen Inkongruenzen zwischen den Statistiken über regionale Arbeitslose, offene Stellen, Beschäftigten und wesentliche Mismatchindikatoren (s.u.) wird hier der Informationsverlust

$$(11) \quad \ln LT = (-1/\rho) \ln \{LS^{-\rho} + LD^{-\rho}\}$$

$$\ln LT = (-1/\rho) \ln \{LS^{-\rho} + [(1+\delta) LT_{t-1}]^{-\rho} + LD^{-\rho}\}$$

Mit der Schätzung der beiden Gleichungen ist es möglich, einen durchschnittlichen Wert des Mismatchparameters für den gesamten Beobachtungszeitraum zu bestimmen. Damit ergibt sich eine ebenfalls durchschnittliche Arbeitslosenquote sr . Eine mögliche Veränderung des Mismatches kann durch die Spezifizierung des Mismatchparameters als Trendfunktion berücksichtigt werden:

$$(12) \quad \frac{1}{\rho} = \frac{(c_1 + c_2 t)}{100} \quad \text{bzw.} \quad \frac{1}{\rho} = \frac{(c_1 + c_2 t + c_3 t^2)}{100}$$

Mit dem zweiten Ausdruck wird die Möglichkeit zugelassen, daß sich der Anstieg des Mismatch im Zeitablauf entweder beschleunigt oder verlangsamt hat¹⁵. Die Schätzfunktionen (für einen linearen Trend von ρ) lauten dann

$$(13) \quad \ln LT = -\frac{(c_1 + c_2 t)}{100} \ln \left\{ LS^{\frac{(c_1 + c_2 t)}{100}} + LD^{\frac{(c_1 + c_2 t)}{100}} \right\}$$

$$(14) \quad \ln LT = -\frac{(c_1 + c_2 t)}{100} \ln \left\{ LS^{\frac{(c_1 + c_2 t)}{100}} + [(1 + \delta) LT_{t-1}]^{\frac{(c_1 + c_2 t)}{100}} + LD^{\frac{(c_1 + c_2 t)}{100}} \right\},$$

mit c_1 , c_2 und δ als zu schätzenden Parametern. Die Gleichungen (11), (13) und (14) werden für die sogenannte Basisvariante und die obere bzw. untere Variante geschätzt. Bei der Basisvariante werden die regionalen offenen Stellen mit dem bundesdurchschnittlichen Einschaltungsgrad der Arbeitsämter korrigiert. Bei der oberen (unteren) Variante wird der Einschaltungsgrad um 20 vH erhöht (gesenkt). Ein solches Vorgehen ist notwendig, da nur unzureichende regionale Daten über den Anteil der gemeldeten offenen Stellen an der Gesamtheit der offenen Stellen vorliegen. Aufgrund der Datenlage könne damit nur Bandbreiten für die Höhe der Mismatchar-

einer Verringerung der Regionen in Kauf genommen, um eine Analyse für die Jahre 1976 bis 1993 durchführen zu können. Zu den Daten vgl. ebenda.

¹⁴ Da beide Varianten der CES-Funktion nichtlinear in den Parametern sind, ist eine direkte Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate nicht möglich. Die konkrete Schätzung der Beschäftigungsfunktion erfolgt mit Hilfe eines iterativen Linearisierungsverfahrens. Vgl. hierzu ausführlicher Pindyck, Rubinfeld (1991), S. 231 ff.

¹⁵ Der Parameter c_3 ist bei beschleunigter Zunahme des Mismatch positiven, bei einer Verlangsamung des Trends negativ. Vgl. auch Pindyck, Rubinfeld (1991), S. 417 ff.

beitslosigkeit angegeben werden¹⁶. Die Gleichungen (13) und (14) werden auch unter Verwendung der unkorrigierten offiziellen Vakanzenraten geschätzt. Ein Einschaltungsgrad der Arbeitsverwaltung von 100 vH ist zwar alles andere als realistisch; die hieraus ermittelten Arbeitslosenquoten sr können jedoch als ein minimaler Schätzwert für sr gelten.

Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse der Schätzung für die dynamische Version mit zeitabhängigem Mismatchparameter und bundesdurchschnittlichem sowie korrigierten Einschaltungsgrad (vollständige Ergebnisse siehe Anhang). Aus statistischer Sicht sind die Ergebnisse sehr zufriedenstellend. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß \bar{R}^2 ist in allen Fällen sehr hoch¹⁷. Die t-Werte zeigen, daß die Parameter auf einem Signifikanzniveau von (mindestens) 0,05 gesichert sind¹⁸. Nach der Box-Pierce- (B.P.) und der Ljung-Box-Statistik (L.B.) kann die Nullhypothese "keine Autokorrelation" erster (1) bzw. zweiter (2) Ordnung nicht abgelehnt werden¹⁹. In den meisten Regionen wird die 1993 bestehende Mismatcharbeitslosigkeit in der Basisvariante auf 5 bis unter 6 vH geschätzt. Legt man die für die Mehrzahl der Regionen realistischere untere Variante zugrunde, so beträgt die Mismatcharbeitslosigkeit in immerhin der Hälfte der Regionen, darunter auch den Großregionen Düsseldorf und Köln/Bonn, unter 5 vH, in zwei weiteren Regionen, Aachen und Hagen, liegt sie nur geringfügig darüber. Relativ hohe Werte von 5,6 vH bis über 6 vH weisen in dieser Variante die Regionen Duisburg, Essen/Bochum und Dortmund auf. Eine relativ hohe Mismatcharbeitslosigkeit wird auch für die Regionen Detmold (5,78 - 6,25 vH) und Paderborn (5,66 - 6,08 vH) ermittelt.

In sieben und damit der Hälfte der Regionen wird die Entwicklung des Mismatchparameters nicht durch den linearen, sondern durch den quadratischen Zeittrend approximiert. Interessant ist hierbei, daß die Zulassung eines quadratischen Zeittrends in vier Regionen nicht nur zu einer Verlangsamung des Anstiegs der Mismatcharbeitslosigkeit, sondern gegen Ende der achtziger/Anfang der neunziger Jahre zu einer Umkehr des positiven Trends führt, so daß die Mismatcharbeitslosig-

¹⁶ Da zumindest ab 1985 regionale Einschaltungsgrade berechnet werden, die in der Regel höher sind als im Bundesdurchschnitt, sind für die meisten Regionen Werte zwischen der Basisvariante und der unteren Variante plausibel. Ausnahmen sind Paderborn und Detmold mit vergleichsweise geringen Einschaltungsgraden (die obere Variante ist hier plausibel). Vgl. ausführlich Multhaup (1996), S. 106 - 114 und Landesarbeitsamt Nordrhein-Westfalen (Hrsg., 1995).

¹⁷ LT sowie LS und LD sind naturgemäß hoch korreliert. Für die Beurteilung wichtiger sind daher die anderen Teststatistiken (t-Werte, Autokorrelationsstatistiken).

¹⁸ Ausnahme c_1 für Aachen: Signifikanzniveau 0,10.

¹⁹ Vgl. Greene (1993), S. 426 f.

keit in den letzten Jahren des Beobachtungszeitraums wieder zu sinken beginnt. Am deutlichsten fällt die Umkehr des Trends in der Region Meschede/Soest aus. Nach der Basisvariante sinkt hier die Mismatcharbeitslosigkeit von 5,3 vH im Jahr 1987 auf 4,4 vH gegen Ende des Beobachtungszeitraums. In weiteren drei Regionen, nämlich Düsseldorf, Dortmund und Hagen, ist zwar auch eine Umkehr des Trends festzustellen, die Mismatcharbeitslosigkeit reduziert sich in diesen Regionen jedoch nur in geringem Maße. So sinkt sie in der Region Düsseldorf von 4,75 vH (1990) auf 4,62 (1993), in Dortmund von 5,83 vH (1992) auf 5,8 vH (1993) und in Hagen von 5,22 vH (1991) auf 5,11 vH (1993).

Tab. 1: Ergebnisse der CES-Beschäftigungsfunktion (dynamische Version, zeitvariabler Mismatch)

Region	D	DUI	E/BO	AC	K/BN	MS	ST
c ₀	4,32 (17,1)	4,107 (10,94)	5,075 (30,34)	6,227 (13,80)	5,235 (20,93)	5,559 (21,71)	6,3909 (10,81)
c ₁	0,377 (4,02)	0,6037 (4,702)	0,239 (3,578)	0,0464 (1,971)	0,0896 (4,329)	0,1119 (3,57)	
c ₂	-0,126 (-3,28)	-0,0166 (-3,652)	-0,006 (-2,232)				
(1 + δ)	1,245 (16,44)	1,328 (10,25)	1,157 (47,46)	1,179 (20,41)	1,167 (29,54)	1,308 (8,446)	1,1602 (25,90)
\bar{R}^2	0,998	0,996	0,998	0,9968	0,998	0,999	0,996
B.P.(1)	0,00005	0,132	0,532	1,1348	2,023	2,0757	1,367
B.P.(2)	0,522	0,161	1,762	2,144	3,831	2,3265	1,383
L.B.(1)	0,00005	0,156	0,631	1,3476	2,402	2,465	1,624
L.B.(2)	0,661	0,193	2,19	2,626	4,6926	2,783	1,6437
sr77	3,48	3,6	4,15	4,75	3,99	3,98	4,96
sr93	5,07	6,92	6,1	5,46	5,36	5,32	
sr(max)	5,16 (1990)	6,92 (1993)	6,1 (1993)				
zum Vergleich: Ergebnisse der unteren Variante:							
sr77	3,1	3,25	3,73	4,33	3,62	3,6	4,48
sr93	4,62	6,32	5,59	5,06	4,89	4,84	
sr(max)	4,75 (1990)	6,32 (1993)	5,59 (1993)				

In den Regionen Duisburg, Essen/Bochum und Detmold schließlich, deren Entwicklung des Mismatchparameters ebenfalls durch einen quadratischen Zeitrend beschrieben werden kann, setzt sich der Anstieg der Mismatch-Arbeitslosigkeit - wenn auch verlangsamt - bis zum Ende des Untersuchungszeitraums fort. Insgesamt deuten die Untersuchungsergebnisse darauf hin, daß sich in vielen Regionen die Erhöhung der Mismatcharbeitslosigkeit in den letzten Jahren verlangsamt hat. In einigen Regionen hat sogar eine Trendumkehr stattgefunden, die zu einem allmählichen, wenn auch zögerlichen Rückgang dieser Komponente der strukturellen Arbeitslosigkeit geführt hat.

noch: Tab. 1

Region	BI	DET	PB	DO	HA	MES/ SOE	SI
c ₀	4,524 (9,637)	4,768 (15,31)	5,1305 (20,61)	4,138 (11,69)	4,61 (16,19)	3,12 (6,582)	3,627 (17,45)
c ₁		0,3487 (3,608)	0,1465 (3,84)	0,466 (3,28)	0,333 (3,451)	0,712 (4,31)	0,0948 (4,288)
c ₂		-0,0084 (-2,174)		-0,135 (-2,423)	-0,107 (-2,551)	-0,298 (-4,235)	
(1 + δ)	1,0949 (48,35)	1,368 (8,744)	1,252 (12,88)	1,1999 (20,75)	1,167 (2,551)	1,244 (13,59)	1,105 (51,33)
\bar{R}^2	0,995	0,999	0,9992	0,995	0,996	0,998	0,998
B.P.(1)	3,991	0,031	0,0068	1,438	0,201	0,326	2,6888
B.P.(2)	4,026	4,011	4,3297	3,22	3,308	4,035	3,5018
L.B.(1)	4,74	0,036	0,0081	1,707	0,239	0,387	3,193
L.B.(2)	4,784	5,078	5,4838	3,964	4,174	5,086	4,2227
sr77	3,72	3,71	3,77	3,56	3,83	3,05	2,89
sr93	5,07	5,78	5,66	6,35	5,63	4,46	4,48
sr(max)		5,78 (1993)		6,36 (1992)	5,699 (1991)	5,34 (1987)	
Ergebnisse der unteren Variante (für PAD und DET: obere Variante):							
sr77	3,32	4,08	4,09	3,2	3,41	2,72	2,61
sr93		6,25	6,08	5,8	5,11	4,04	4,06
sr(max)		6,25 (1993)		5,83 (1992)	5,22 (1990)	4,91 (1987)	

Aus theoretischer Sicht ist dieser Rückgang dann nicht verwunderlich, wenn sich die den Mismatch herbeiführenden Faktoren, wie z. B. der sektorale Strukturwandel oder ein qualifikatorischer Mismatch, im Zeitablauf nach einem anfänglichen Anstieg wieder verringert haben. Um die festgestellte zeitliche Entwicklung des Mismatches begründen zu können, werden daher im nächsten Kapitel eine Reihe von regionalen Mismatchindikatoren abgeleitet und auf ihren potentiellen Erklärungsbeitrag überprüft.

5. Strukturelle Version des CES-Ansatzes

Die Spezifizierung des Mismatchparameters in der CES-Funktion erfolgte als eine einfache Funktion in Abhängigkeit von der Zeit. Ein solches Vorgehen ist dann wenig befriedigend, wenn die Spezifikation explizit aus der Theorie abgeleitet werden kann und für die theoretisch erklärenden Variablen Daten zur Verfügung stehen. Dies ist zumindest für einen Teil der Variablen der Fall. Konkret wurden daher folgende Variablen abgeleitet und auf ihre Signifikanz getestet, indem sie als Argumente für die Funktion des Mismatchparameters verwendet wurden:

1. Strukturwandelindikator Lil ; er ist folgendermaßen definiert:

$$Lil_{i,t,r} = \left[\sum_{i=1}^n e_{i,t,r} \left(d \ln E_{i,t,r} - d \ln E_{t,r} \right)^2 \right]^{\frac{1}{2}}, \text{ mit}$$

$E_{i,t,r}$ = Beschäftigte im Sektor i zum Zeitpunkt t in Region r

$E_{t,r}$ = Gesamtzahl der Beschäftigten in Region r in t

$e_{i,t,r}$ = Anteil der Beschäftigten im Sektor i an den Gesamtbeschäftigten der Region r in t

Analog zur Standardabweichung nimmt der Indikator stets Werte größer oder gleich Null an²⁰. Da der Indikator stark auf zyklische Schwankungen reagiert, wurde er für die originären Wachstumsraten und für trendbereinigte Wachstumsraten berechnet. Hierfür standen Beschäftigtendaten aus 19 Wirtschaftssektoren zur Verfügung. Gemessen an diesem Indikator läßt sich allein für die Ruhrgebietsregionen Duisburg, Essen und Dortmund ein Anstieg der Intensität des Strukturwandels feststellen²¹. In allen anderen Regionen nimmt das Tempo des Strukturwandels dagegen ab. Hohe absolute Werte des Indikators weisen neben den genannten Regionen die Arbeitsmarktregionen Aachen, Steinfurt (Textilindustrie) und Detmold auf. Einen Anstieg des Mismatch auf den Strukturwandel (gemessen durch eine gestiegene Dispersion

²⁰ Er wird Null, wenn alle Sektoren mit der gleichen Rate $d \ln E$ für die Sektoren i wachsen.

²¹ Vgl. Multhaup (1996), S. 190 - 198.

sektoraler Beschäftigungswachstumsraten) zurückführen zu wollen, kann damit in erster Linie für die Ruhrgebietsregionen als plausibel erachtet werden.

2. regionale Mismatchindikatoren MMR_1 und MMR_2 . Um die These eines zunehmenden Mismatches aufgrund wachsender regionaler Diskrepanzen zwischen Arbeitslosen und offenen Stellen überprüfen zu können, kann erstens auf folgenden, von Jackman und Roper vorgeschlagenen Mismatchindikator MMR_1 zurückgegriffen werden²²:

$$MMR_1 = \sum_{r=1}^R \left| \frac{U_r}{U} - \frac{V_r}{V} \right|$$

Hierbei stellt U_r/U (V_r/V) den Anteil der Arbeitslosen (Vakanzen) einer Region an den Arbeitslosen (Vakanzen) aller Regionen dar. Für den Fall, daß sich die Anteile der Arbeitslosen und offenen Stellen in jeder Region entsprechen, wird der Mismatchindikator MMR_1 gleich Null. Es liegt dann kein regionaler Mismatch vor. Je größer die interregionalen Diskrepanzen sind, um so höhere Werte nimmt der Indikator MMR_1 an. Für den extremen Fall, daß die Arbeitslosen ohne Ausnahme in nur einer Region gemeldet sind und die offenen Stellen vollständig in einer zweiten Region angeboten werden, nimmt der Mismatchindikator den Wert zwei an. Ein weiterer Mismatchindikator ist der von Layard, Nickell, Jackman vorgeschlagene Indikator MMR_2 :

$$MMR_2 = \frac{1}{1-\alpha} \left[1 - \sum e_r \left(\frac{v_r}{v} \right)^\alpha \left(\frac{u_r}{u} \right)^{1-\alpha} \right]$$

Dieser Indikator wird aus der Aggregation regionaler UV-Kurven hergeleitet²³. α ist die Elastizität der Matchingfunktion, e_r der Anteil der regional Beschäftigten an den Gesamtbeschäftigten. Beide Indikatoren zeigen an, daß sich der regionale Mismatch Anfang der neunziger Jahre auf keinem höherem Niveau als gegen Ende der siebziger Jahre bewegt. In den achtziger Jahren wird sogar ein Rückgang des Mismatches angezeigt²⁴. Trotz der alleinigen Berücksichtigung der nordrhein-westfälischen Regionen für die Berechnung der Indikatoren ist kaum von einer hohen Relevanz des regionalen Mismatch für den Anstieg der Mismatchkomponente auszugehen²⁵.

²² Vgl. Jackman, Roper (1987), S. 9 ff.

²³ Vgl. Layard, Nickell, Jackman (1994), S. 324 ff.

²⁴ Vgl. Multhaup (1996), S. 199 - 204.

²⁵ Vgl. für die Bundesrepublik insgesamt Franz, Siebeck (1992), S. 32 ff.

3. qualifikatorischer Mismatchindikator MMQ

Dieser Indikator läßt sich analog zum Mismatchindikator MMR₁ für 1976 bis 1993 berechnen, wobei die Regionen durch Qualifikationen ersetzt werden²⁶. Bei diesem Indikator läßt sich kein genereller Anstieg feststellen. Allerdings zeigt der Indikator ab 1991 in den meisten Regionen steigende Werte. Auch ist der Indikator vorsichtig zu interpretieren, da er nur ein Hilfsindikator für die eigentlich interessierenden Qualifikationen ist. Der qualifikatorische Mismatch wird hierdurch womöglich unterschätzt.

4. Langzeitarbeitslosigkeit und mangelnde Berufsausbildung

Langzeitarbeitslosigkeit kann als eine besondere Form von Mismatch interpretiert werden, wenn die Arbeitgeber- berechtigterweise oder nicht - die Produktivität der Arbeitslosen mit einer überdurchschnittlichen bisherigen Verweildauer als gering einstufen und damit die Dauer der Arbeitslosigkeit als negatives Selektionskriterium verwenden. Das Ausmaß des qualifikatorischen Mismatches wird dann durch die gängigen Mismatchindikatoren wie MMQ nur unzureichend erfaßt und u. U. unterschätzt. Mindestens genauso wichtig wie eine mögliche Fehlqualifikation der Arbeitslosen sind die Qualifikationsdefizite, die darauf beruhen, daß erstens die erworbenen Berufskennntnisse durch längere Arbeitslosigkeit und den fortschreitenden Strukturwandel entwertet werden (Qualifikationsverlust) bzw. eine Entwertung aus Sicht der Arbeitgeber wahrscheinlich ist und zweitens ein Teil der Arbeitslosen überhaupt keinen Beruf erlernt hat (fehlende Qualifikation)²⁷. Proxy-Variablen für diese Form der Qualifikationsdefizite sind der Anteil der Langzeitarbeitslosen und der Anteil der Arbeitslosen ohne abgeschlossene Berufsausbildung, bezogen jeweils auf den Gesamtbestand der Arbeitslosen. Der Anteil der Langzeitarbeitslosen steigt in vielen Regionen seit Ende der siebziger Jahre; der Anstieg endet in den Arbeitsmarktregionen Duisburg, Essen/Bochum und Köln/Bonn erst 1988/89. Einige Regionen wie Münster, Steinfurt und Meschede können den Anteil der Langzeitarbeitslosen bis 1993 wieder deutlich reduzieren (in Meschede auf 19 vH). In den Ruhrgebietsregionen bleibt er mit über 35 vH sehr hoch. Der Anteil der Arbeitslosen ohne abgeschlossene Berufsausbildung weist dagegen in keiner Region einen auffälligen Anstieg auf. In vielen Regionen, auch im Ruhrgebiet, ist eine fallende Tendenz zu beobachten²⁸.

²⁶ Hierfür wurden 41 Berufsabschnitte und Berufsgruppen nach der Klassifizierung der Berufe des Statistischen Bundesamtes verwandt. Vgl. Multhaup (1996), S. 205 ff.

²⁷ Vgl. Klodt, Schmidt (1989), S. 93 ff.

²⁸ Vgl. Multhaup (1996), S. 217 ff.

Insgesamt kommen als mögliche erklärende Variablen für einen Anstieg der Mismatcharbeitslosigkeit vor allem der Strukturwandelindikator Lil und der Anteil der Langzeitarbeitslosen in Betracht. Nach der Ableitung der strukturellen Mismatchindikatoren können diese dazu verwandt werden, den Mismatchparameter ρ der CES-Beschäftigungsfunktion neu zu spezifizieren. Statt

$$\frac{1}{\rho} = \frac{(c_1 + c_2 t)}{100} \text{ bzw. } \frac{1}{\rho} = \frac{(c_1 + c_2 t + c_3 t^2)}{100} \text{ ergibt sich}$$

$$\frac{1}{\rho} = \frac{(c_1 + c_2 \text{lil} + c_3 \text{mmq} + c_4 \text{alz} + c_5 \text{aob})}{100}, \text{ mit}$$

lil = Strukturwandelindikator

mmq = Indikator des qualifikatorischen Mismatch

alz = Anteil der Langzeitarbeitslosen an der Gesamtheit der Arbeitslosen

aob = Anteil der Arbeitslosen ohne abgeschlossene Berufsausbildung an allen Arbeitslosen

Die Ergebnisse der Schätzungen sind in Tabelle 2 dargestellt. Als erstes Ergebnis kann festgehalten werden, daß in keiner Region ein signifikanter Beitrag des qualifikatorischen Mismatch oder des Anteils der Arbeitslosen ohne abgeschlossene Berufsausbildung für die Erklärung einer steigenden UV-Arbeitslosigkeit nachgewiesen werden kann. Das Ergebnis zeigt, daß sich die nordrhein-westfälischen Regionen in dieser Beziehung nicht von der Entwicklung in der alten Bundesrepublik insgesamt unterscheiden, für die ebenfalls kein Erklärungsbeitrag dieser Variablen festgestellt werden kann²⁹. Auch der Strukturwandelindikator liefert in den meisten Regionen keinen Erklärungsbeitrag für einen steigenden Mismatchparameter. Eine wichtige Ausnahme hiervon bilden die Regionen Duisburg, Essen/Bochum und Dortmund, in denen er sich als hochsignifikant erweist. Auch hinsichtlich des Niveaus der UV-Arbeitslosigkeit nehmen diese drei Regionen unter allen nordrhein-westfälischen Regionen eine deutliche Sonderstellung ein. Während die Mismatcharbeitslosigkeit nach der Basisvariante in den meisten Regionen auf Werte zwischen 4 und unter 5 vH geschätzt wird³⁰, beträgt sie in den Regionen Duisburg, Essen/Bochum und Dortmund 6 vH und darüber. Nach der unteren Variante liegt die Mismatcharbeitslosigkeit in der Regel zwischen 3,5 und 4,5 vH³¹, in den drei genannten Regionen dagegen immer noch zwischen 5,5 bis 6 vH. Vergleicht man diese Werte wiederum

²⁹ Vgl. Franz, Siebeck (1992), S. 32 ff. Ähnlich Christl (1994) für Österreich.

³⁰ In Siegen beträgt die Mismatcharbeitslosigkeit nach der Basisvariante (untere Variante) nur 3,5 vH (3,2 vH).

³¹ Eine Ausnahme bildet Detmold. Hier ergibt sich nach der oberen Variante ein relativ hoher Wert von 4,93. Diese Region weist auch vergleichsweise hohe Werte beim Lil-Indikator auf.

mit der von Franz/Smolny berechneten Mismatch-Arbeitslosenquote in Höhe von 4,6 vH, so kann festgestellt werden, daß die Mismatcharbeitslosigkeit in den meisten nordrhein-westfälischen Regionen im Vergleich zum Bund nicht überdurchschnittlich hoch ist. Ein vergleichsweise starker Anstieg und ein hohes Niveau kann nur für die vom Strukturwandel besonders betroffenen Regionen Duisburg, Essen/Bochum und Dortmund festgestellt werden.

Tab. 2: Ergebnisse der CES-Beschäftigungsfunktion (strukturelle Version)

Region	D	DUI	E/BO	AC	K/BN	MS	ST
c ₀	4,329 (10,184)	-21,608 (-2,054)	-10,691 (-2,250)	5,842 (12,94)	4,428 (11,818)	4,838 (8,759)	6,3909 (10,81)
alz	4,108 (1,617)	11,434 (2,518)	3,789 (1,761)		5,392 (2,136)	7,087 (1,839)	
lil		12,03 (2,414)	8,088 (3,217)				
(1 + δ)	1,124 (24,987)	1,191 (11,997)	1,124 (35,05)	1,117 (44,65)	1,151 (20,623)	1,287 (6,355)	1,1602 (25,90)
\bar{R}^2	0,994	0,985	0,995	0,997	0,998	0,999	0,996
B.P.(1)	3,156	0,477	0,786	1,422	3,533	2,908	1,367
B.P.(2)	3,382	1,125	1,148	1,992	3,566	3,127	1,383
L.B.(1)	3,747	0,572	0,944	1,689	4,195	3,453	1,624
L.B.(2)	4,034	1,406	1,409	2,410	4,238	3,731	1,644
sr77	4,091	4,568	4,784	4,880	4,133	4,34	4,96
sr93	4,531	6,640	5,996	4,880	4,700	4,57	4,96
sr(max)	4,798 (1988)	6,783 (1992)	5,996 (1993)	4,88	5,026 (1988)	5,13 (1986)	4,96
<i>zum Vergleich: Ergebnisse der unteren Variante:</i>							
sr77	3,684	4,139	4,335	4,43	3,743	3,94	4,48
sr93	4,118	6,046	5,459	4,43	4,335	4,18	4,48
sr(max)	4,339 (1986)	6,046 (1993)	5,459 (1993)	4,43	4,676 (1988)	4,74 (1986)	4,48

Der Anteil der Langzeitarbeitslosen an allen Arbeitslosen erweist sich in der Mehrzahl der Regionen als signifikanter und gleichzeitig oft als einziger Einflußfaktor des Mismatchparameters. Die mit der Langzeitarbeitslosigkeit verbundenen negativen Effekte (höhere Ablehnungswahrscheinlichkeit durch die Arbeitgeber, Nachlassen

der individuellen Suchintensität, mangelndes "upgrading" der Qualifikationen, Humankapitalverluste) können dies erklären. Für einige Regionen kann allerdings kein signifikanter Effekt der Langzeitarbeitslosigkeit auf den Mismatchparameter nachgewiesen werden. Hierzu gehören Aachen, Steinfurt und Paderborn. Für die Regionen Aachen und Steinfurt erscheint dies plausibel, da sie auch im Zeittrendmodell entweder nur einen schwach ausgeprägten (Aachen) oder gar keinen Zeittrend des Mismatchparameters (Steinfurt) aufweisen.³²

noch: Tab. 2

Region	BI	DET	PB	DO	HA	MES/ SOE	SI
c ₀	3,916 (9,308)	5,004 (10,03)	4,784 (9,577)	-11,75 (-1,273)	4,715 (11,872)	4,008 (8,516)	3,275 (10,764)
alz	5,509 (2,658)	3,103 (1,608)		7,503 (2,403)	4,392 (2,046)	6,979 (2,742)	4,725 (2,385)
lil				6,577 (1,708)			
(1 + δ)	1,142 (26,565)	1,134 (32,73)	1,095 (53,26)	1,139 (20,15)	1,120 (31,796)	1,149 (26,384)	1,095 (40,731)
\bar{R}^2	0,998	0,998	0,998	0,984	0,991	0,996	0,997
B.P.(1)	4,239	3,899	2,377	2,191	3,338	1,820	3,417
B.P.(2)	4,341	3,962	2,464	4,665	3,669	3,257	3,441
L.B.(1)	5,141	4,63	2,822	2,629	3,964	2,161	4,058
L.B.(2)	5,155	4,71	2,932	5,81	4,383	3,981	4,088
sr77	3,603	4,41	4,02	4,48	4,380	3,966	3,065
sr93	4,043	4,55	4,02	6,02	4,930	4,049	3,505
sr(max)	4,548 (1984)	4,98 (1983)	4,02	6,02 (1993)	5,506 (1985)	5,195 (1984)	4,232 (1988)
<i>Ergebnisse der unteren Variante*:</i>							
sr77	3,248	4,79	4,38	4,05	3,928	3,567	2,759
sr93	3,683	4,93	4,38	5,47	4,471	3,645	3,182
sr(max)	4,183 (1984)	5,35 (1983)	4,38	5,47 (1993)	5,044 (1985)	4,741 (1984)	3,883 (1988)

*: für Paderborn und Detmold: obere Variante;

³²In Düsseldorf und Detmold ist der Einfluß der Langzeitarbeitslosigkeit nur relativ schwach gesichert. P-Werte: 0,106 (Düsseldorf) und 0,108 (Detmold).

6. Schlußfolgerungen

Vergleicht man die mit dem "strukturellen" Modell errechneten Mismatcharbeitslosenquoten mit den Quoten, die nach dem Zeittrendmodell ausgewiesen wurden, so fällt auf, daß die Arbeitslosenquoten des "strukturellen" Modells sowohl bei der Basisvariante als auch bei der unteren Variante im Durchschnitt um rd. 0,65 bzw. 0,66 Prozentpunkte unter den Arbeitslosenquoten des Zeittrendmodells liegen. Relativ geringe Abweichungen ergeben sich lediglich für die drei Regionen Duisburg, Essen/Bochum und Dortmund. So liegt die mit dem "strukturellen" Modell geschätzte Mismatcharbeitslosigkeit z. B. in Duisburg 1993 nur um rd. 0,27 (Basisvariante) bzw. 0,28 Prozentpunkte (untere Variante) unter dem Wert des Zeittrendmodells. Daß die Abweichungen nach unten in den anderen Regionen höher ausfallen, deutet darauf hin, daß der Hysteresis-Effekt der Langzeitarbeitslosigkeit trotz seiner erheblichen Bedeutung den im Zeittrendmodell ermittelten Anstieg der regionalen Mismatcharbeitslosigkeit nicht vollständig erklären kann. Hierbei kann nicht ausgeschlossen werden, daß ein Teil der Abweichungen gegenüber dem Zeittrendmodell auf die unzureichende Erfassung von Mismatchproblemen durch die verwendeten Indikatoren zurückzuführen ist. Zumindest der Indikator des qualifikatorischen Mismatch dürfte die tatsächlichen Mismatchprobleme eher unterschätzen³³.

Insgesamt legen die Ergebnisse den Schluß nahe, daß für die Arbeitsmarktregionen Nordrhein-Westfalens eine ausgeprägte räumliche Differenzierung der Mismatcharbeitslosigkeit existiert, wobei die Mismatcharbeitslosigkeit in den Ruhrgebietsregionen die höchsten Werte erreicht. Aber auch einige ländliche (und relativ kleine) Regionen (Paderborn, Detmold) weisen hohe Werte auf. Dabei ist zu berücksichtigen, daß in den Ruhrgebietsregionen die tatsächlichen Arbeitslosenquoten überdurchschnittlich hoch sind, so daß neben Mismatch auch andere strukturelle Arbeitslosigkeitskomponenten (z. B. Kapitalmangel) eine wesentliche Rolle spielen dürften³⁴.

³³Vgl. auch Blanchard (1990), S. 85 f., Franz, Siebeck (1992), S. 36.

³⁴Vgl. Multhaup (1996), S. 180 ff.

Literatur

- Blanchard, O. J. (1990), Unemployment: Getting the Questions Right - and Some of the Answers, in: Drèze, J., Ch. Bean (Ed., 1990), *Europe's Unemployment Problem*, Cambridge, London, S. 66 - 89.
- Blanchard, O. J., P. Diamond (1989), The Beveridge Curve, in: *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, S. 2 - 76.
- Börsch-Supan, A. H. (1992), On the Identifiability of the Relation between the Rate of Unemployment and the Vacancy Rate, in: W. Franz (Hrsg.), *Structural Unemployment*, S. 59 - 77.
- Christl, J. (1994), Mismatch Unemployment in Austria, in: Muysken, J. (Ed., 1994), *Measurement and Analysis of Job Vacancies, An International Comparison*, Avebury, S. 239 - 258.
- Drèze, J., Ch. Bean (1990), *Europe's Unemployment Problem: Introduction and Synthesis*, in: Drèze, J., Ch. Bean (Ed., 1990), *Europe's Unemployment Problem*, Cambridge (MA), London, S. 1 - 65.
- Franz, W., K. Siebeck (1992), A Theoretical and Econometric Analysis of Structural Unemployment in Germany: Reflections on the Beveridge Curve, in: W. Franz (Hrsg., 1992), *Structural Unemployment*, Heidelberg, S. 1 - 58, .
- Franz, W., W. Smolny (1994), The Measurement and Interpretation of Vacancy Data and the Dynamics of the Beveridge-Curve: The German Case, in: Muysken, J. (Ed., 1994), *Measurement and Analysis of Job Vacancies, An International Comparison*, Avebury, S. 203 - 237.
- Greene, W. H. (1993), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Englewood Cliffs.
- Hansen, B. (1970), Excess Demand, Unemployment, Vacancies, and Wages, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, No. 1, S. 1 - 23.
- HWWA (1991), *Analyse der strukturellen Entwicklung der deutschen Wirtschaft, Strukturbericht 1991*, Hamburg, September 1991.
- Jackman, R., C. Pissarides, S. Savouri (1990), Labour Market Policies and Unemployment in the OECD, in: *Economic Policy*, Bd. 11, Jg. 5, S. 450 - 490.
- Jackman, R., S. Roper (1987), Structural Unemployment, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49 (1), S. 9 - 36.
- Jones, D. R., D. N. Manning (1992), Long Term Unemployment, Hysteresis and the Unemployment-Vacancy Relationship: A Regional Analysis, in: *Regional Studies*, Vol. 26, S. 17 - 29.
- Klodt, H., K. - D. Schmidt et al. (1989), *Weltwirtschaftlicher Strukturwandel und Standortwettbewerb, Die deutsche Wirtschaft auf dem Prüfstand (= Kieler Studien, Bd. 228)*, Tübingen.
- Lambert, J. - P. (1988), *Disequilibrium Macroeconomic Models: Theory and Estimation of Rationing Models using Business Survey Data*, Cambridge (UK).
- Landesarbeitsamt Nordrhein-Westfalen (Hrsg., 1995), *Statistische Mitteilungen*, Oktober 1995.
- Layard, R., S. Nickell, R. Jackman (1994), *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford.

Multhaup, Th. (1996), Strukturelle Arbeitslosigkeit und Mismatch, Messung und Erklärung für die Arbeitsmarktregionen Nordrhein-Westfalens (= Beiträge zum Siedlungs- und Wohnungswesen und zur Raumplanung, hrsg. von W. Ernst, W. Hoppe, R. Thoss, Band 173), Münster.

Pindyck, R. S., D. L. Rubinfeld (1991), Econometric Models and Economic Forecasts, Mc Graw-Hill, New York, St. Louis.

Pissarides, Chr. (1990), Equilibrium Unemployment Theory, Oxford.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1995), Jahresgutachten.

Anhang

Anhang 1: Abgrenzung der Arbeitsmarktregionen (14er-Abgrenzung) nach Kreisen

N r.	Arbeitsmarkt-region	Kreise
1	Düsseldorf (D)	Düsseldorf, Neuss, Mettmann, Krefeld, Viersen, Mönchengladbach, Wuppertal, Solingen, Remscheid
2	Duisburg (DUI)	Duisburg, Wesel, Kleve
3	Essen/Bochum (E/BO)	Essen, Bottrop, Gelsenkirchen, Recklinghausen, Bochum, Herne, Mülheim, Oberhausen
4	Aachen (AC)	Aachen (Stadt), Aachen (Land), Düren, Heinsberg
5	Köln/Bonn (K/BN)	Köln, Leverkusen, Erftkreis, Rheinisch-Bergischer Kreis, Oberbergischer Kreis, Bonn, Rhein-Sieg-Kreis, Euskirchen
6	Münster (MS)	Münster, Coesfeld, Warendorf, Borken
7	Steinfurt (ST)	Steinfurt
8	Bielefeld (BI)	Bielefeld, Gütersloh, Herford, Minden-Lübbecke
9	Lippe (DET)	Lippe
10	Paderborn (PB)	Paderborn, Höxter
11	Dortmund (DO)	Dortmund, Unna, Hamm,
12	Hagen (HA)	Hagen, Märkischer Kreis, Ennepe-Ruhr-Kreis
13	Arnsberg/Soest (MES)	Hochsauerlandkreis, Soest
14	Siegen (SI)	Siegen, Olpe

Anhang 2: Schätzergebnisse für die Mismatch-Arbeitslosigkeit sr

Region	D	DUI	E/BO	AC	K/BN	MS
<i>durchschnittlicher Mismatchparameter</i>						
stat.,basis	4,67 ¹	5,62 ¹	5,44 ¹	5,3	4,81 ¹	4,69 ¹
u.V.	3,81	4,28	4,35	4,43	3,85	3,93
dyn.,basis	4,25	4,81	4,84	4,88	4,28	4,35
o.V.	4,65	5,3	5,3	5,28	4,68	4,74
<i>zeitvariabler Mismatchparameter</i>						
u.V.	2,75-4,7 ²	2,78-6,5 ²	3,5-6,3 ²	4,38-5,42	3,6-5,24 ¹	3,62-4,98
stat.,basis	3,11-5,2 ²	3,08-7,1 ²	3,87-6,5 ²	4,81-5,87	4-5,7	3,99-5,44
o.V.	3,44-5,6 ²	3,37-7,6 ²	4,21-7,0 ²	5,19-6,27	4,4-6,11 ¹	4,3-5,85
u.V.	3,1-4,62 ²	3,26-6,3 ²	3,73-5,58 ²	4,33-5,06	3,61-4,98	3,6-4,84
dyn.,basis	3,48-5,1 ²	3,59-6,9 ²	4,15-6,1 ²	4,15-5,46	3,99-5,36	3,98-5,32
o.V.	3,84-5,5 ²	3,91-7,4 ²	4,54-6,5 ²	5,12-5,82	4,33-5,77	4,33-5,76
stat., n.k.	1,98-3,4 ²	2,12-4,8 ¹	2,56-4,64 ¹	2,96-3,9	2,42-3,7 ¹	2,45-3,43
dyn. n.k.	2,18-3,3 ²	2,53-4,42	2,72-3,99	3,04-3,87	2,47-3,44	2,44-3,55

Qualitätsvergleich im ÖPNV Deutschland-Polen-Schweiz

Klaus-Jürgen Richter, Dresden

Region	ST	BI	DET	PB	DO	HA
<i>durchschnittlicher Mismatchparameter</i>						
stat.,basis	5,32	4,21 ¹	4,98 ¹	4,8 ¹	5,38 ¹	5,29 ¹
u.V.	4,48	3,15	3,93	3,6	4,08	4,25 ¹
dyn.,basis	4,96	3,72	4,38	4,01	4,57	4,75 ¹
o.V.	5,39	4,08	4,79	4,38	5,02	5,21 ¹
<i>zeitvariabler Mismatchparameter</i>						
u.V.	4,38-5,34	2,78-4,91	3,3-5,33 ²	3,43-5,42	3,04-6,16 ²	3,25-5,32 ²
stat.,basis	4,83-5,84	3,09-5,37	3,7-5,86 ²	3,78-5,9	3,36-6,71 ²	3,64-5,84 ²
o.V.	5,23-6,29	3,37-5,79	4,1-6,35 ²	4,1-6,33	3,67-7,2 ²	3,99-6,31 ²
u.V.	4,48	3,32	3,3-5,26 ²	3,42-5,18	3,2-5,8	3,41-5,11 ²
dyn.,basis	4,96	3,72	3,7-5,78 ²	3,77-5,66	3,56-6,35	3,83-5,63 ²
o.V.	5,39	4,08	4,1-6,25 ²	4,09-6,08	3,87-6,86	4,21-6,11 ²
stat., n.k.	3,0-3,67 ¹	1,84-3,34	2,4-3,86	2,37-3,76	2,34-4,78	2,38-4,12 ¹
dyn. n.k.	3,0-3,48	1,84-3,34	2,37-3,76	2,34-3,64	2,48-4,12	2,25-3,69

Region	MES	SI
<i>durchschnittlicher Mismatchparameter</i>		
stat.,basis	4,72	3,92 ¹
u.V.	3,74	2,94
dyn.,basis	4,18	3,29
o.V.	4,58	3,61
<i>zeitvariabler Mismatchparameter</i>		
u.V.	2,6-4,21 ²	2,61-4,56
stat.,basis	2,8-4,65 ²	2,88-4,99
o.V.	3,3-5,06 ²	3,13-5,38
u.V.	2,7-4,03 ²	2,61-4,06
dyn.,basis	3,1-4,46 ²	2,89-4,48
o.V.	3,4-4,84 ²	3,14-4,85
stat., n.k.	2,2-3,41 ¹	1,77-3,08
dyn. n.k.	2,25-2,98	1,77-2,78

u.V.: untere Variante
 o.V.: obere Variante
 basis: Basisvariante
 dyn.: dynamisch
 stat.: statisch
 n. k.: nicht korrigiert (Vakanzen)

- 1: Autokorrelation (Signifikanzniveau: 0,05)
 2: quadratischer Zeittrend

Kurzfassung

An ausgewählten Daten wird gezeigt, wie verschiedene Qualitätsdaten des ÖPNV mit den Mitteln der multivariaten Statistik zu einer aggregierten Qualitätszahl verknüpft werden können. Dadurch kann eine Rangfolge der verglichenen ÖPNV-Unternehmen aufgestellt werden. Die Unternehmen stammen aus Deutschland, aus Polen und aus der Schweiz.

Gliederung

1. Veranlassung
2. Ausgangsdaten
3. Methodik
4. Ergebnisse
5. Literatur
6. Anhang