

Fitzenberger, Bernd; Franz, Wolfgang

Working Paper

Jobs. Jobs? Jobs! Orientierungshilfen für den Weg zu mehr Beschäftigung

ZEW Discussion Papers, No. 00-49

Provided in Cooperation with:

ZEW - Leibniz Centre for European Economic Research

Suggested Citation: Fitzenberger, Bernd; Franz, Wolfgang (2000) : Jobs. Jobs? Jobs! Orientierungshilfen für den Weg zu mehr Beschäftigung, ZEW Discussion Papers, No. 00-49, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/24397>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Jobs. Jobs? Jobs!

Orientierungshilfen für den Weg zu mehr Beschäftigung

Bernd Fitzenberger
Universität Mannheim, ZEW und IFS

und

Wolfgang Franz
Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW)
und Universität Mannheim

Inhalt

1. Einleitung
2. Ursachenanalyse aus gesamtwirtschaftlicher Sicht
3. Flexibilitätsdefizite auf Arbeits- und Gütermärkten
4. Löhne, Lohnstrukturen und Beschäftigung
5. Ein Maßnahmenpaket für mehr Beschäftigung

1 Einführung

Die Bekämpfung der Arbeitslosigkeit genießt oberste wirtschaftspolitische Priorität – dieser Feststellung wird kaum jemand widersprechen wollen. Eher scheiden sich die Geister an der Frage nach dem “wirklichen” quantitativen Ausmaß der Unterbeschäftigung, ihren Ursachen und welche Maßnahmen Erfolg versprechen. Folglich bildet eine Analyse dieser Themen den Inhalt dieses Beitrags.¹

Die Malaise beginnt bereits bei der Beantwortung der ersten Frage. Zwar enthält *Tabelle 1* den zeitlichen Verlauf der registrierten Arbeitslosen in (West-) Deutschland, jedoch vermitteln sie ein unscharfes Bild. Weder enthalten sie die “verdeckt” Arbeitslosen, also beispielsweise Teilnehmer an Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik (einschließlich Vorruheständler), noch die Personen, die sich – obschon unbeschäftigt einen Arbeitsplatz suchend – nicht beim Arbeitsamt als arbeitslos registrieren lassen, weil sie eine dortige Vermittlung als aussichtslos ansehen und keinen Anspruch auf Unterstützungszahlungen besitzen (“Stille Reserve”). Sie jedoch ohne Umschweife zu den registrierten Arbeitslosen hinzuzurechnen verbietet sich unter anderem schon deshalb, weil unklar ist, zu welchem Lohn etwa Angehörige der “Stillen Reserve” bereit sind zu arbeiten. Davon abgesehen sind andererseits entgegengesetzte Korrekturen der offiziellen Erwerbslosenstatistik vorzunehmen: Ein unbekannter Teil der registrierten Arbeitslosen steht dem Arbeitsmarkt nicht oder nur eingeschränkt zur Verfügung, sei es, weil sie lediglich ihren Anspruch auf Arbeitslosengeld oder –hilfe ausschöpfen wollen, institutionelle Regelungen eine Arbeitslosmeldung vorschreiben (zum Beispiel “Kindergeldarbeitslose”) oder sei es auf Grund fehlender Anreize zur Aufnahme einer Beschäftigung wegen eines geringen Lohnabstands zur Sozialhilfe oder drohender Lohnpfändungen (Überschuldung oder Unterhaltsverpflichtungen). Beträchtliche Abgrenzungsprobleme und Dunkelziffern machen eine quantitative Einschätzung dieses Personenkreises zu einem aussichtslosen Unterfangen, so wünschenswert sie im Hinblick auf ein Mehr an Klarheit und Redlichkeit auch sein mag.

Als Alternative oder zumindest Ergänzung wird daher häufig die Erwerbstätigenquote angesehen, die ebenfalls in *Tabelle 1* ausgewiesen ist. Sie reflektiert den Anteil der Erwerbstätigen an der Erwerbsbevölkerung. Jedoch leidet dieser Quotient ebenfalls unter Meßproblemen, wie beispielsweise die mangelnde Unterscheidung in Voll- und Teilzeitbeschäftigten sowie darunter, dass Teilnehmer an arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen zum Teil ebenfalls zu den Erwerbstätigen gezählt werden. Immerhin bietet die Erwerbstätigenquote im Gegensatz zur Arbeitslosenquote den Vorteil, dass sie kaum von Effekten eines zeitlich variierenden Arbeitsangebotes – wie dies insbesondere in den achtziger Jahren in Westdeutschland zu beobachten war – überlagert und möglicherweise verzerrt wird.

Als dritte Information bietet *Tabelle 1* Angaben zur Dynamik der Arbeitslosigkeit an. Die Dynamik der Arbeitslosigkeit liefert erste Hinweise auf die Flexibilität auf dem Arbeitsmarkt. Die Zugänge in die Arbeitslosigkeit und die Abgänge daraus (bezogen auf den Bestand an Arbeitslosen) spiegeln zusammen mit dem Anteil der Langzeitarbeitslosen das Ausmaß der “Fluktuation” im Arbeitslosigkeitssektor (um den in diesem Zusammenhang unpassenden Begriff der “Umschlagshäufigkeit” zu vermeiden) wider, wobei mit der Langzeitarbeitslosigkeit gleichzeitig die Last der Arbeitslosigkeit angesprochen wird, die in der Regel mit zunehmender Dauer der Nichtbeschäftigung (individuell) umso drückender

¹Beitrag für das 30. Wirtschaftswissenschaftliche Seminar Ottobeuren, September 2000.

empfunden werden dürfte. “Last” ist nicht gleich Lastverteilung, nicht jede Erwerbsperson ist gleichermaßen betroffen, wobei die vorhandene schulische und berufliche Qualifikation ein besonders einschneidendes Kriterium darstellt. Tabelle 1 liefert Evidenz ebenso zu diesen angesprochenen Aspekten.

Unter Verzicht auf (eigentliche notwendige) Details ergeben die Informationen in Tabelle 1 folgendes Bild:

- (i) Die Quote der registrierten Arbeitslosen stieg in Westdeutschland dreimal schubweise an (nämlich 1974, 1982 und 1993) und ging zwischen diesen Zeitpunkten nur allmählich zurück. Mit anderen Worten, die Arbeitslosigkeit ist durch eine beträchtliche Persistenz gekennzeichnet.
- (ii) Lag die Arbeitslosigkeit in Westdeutschland in den siebziger und achtziger Jahren unterhalb der Quote in großen OECD-Volkswirtschaften, so kehrt sich dieser Vorsprung in der zweiten Hälfte der neunziger Jahre um.
- (iii) Analog dazu sank im Zeitablauf der Anteil der Erwerbsbevölkerung, der erwerbstätig ist, und unterschritt den Durchschnitt großer OECD-Volkswirtschaften. Er befindet sich im Jahre 1998 in Deutschland mit 64.1 v.H. beträchtlich unterhalb der Werte für die Schweiz (79.3 v.H.), die Vereinigten Staaten (73.8 v.H.) oder das Vereinigte Königreich (71.2 v.H.)².
- (iv) Am Ende der neunziger Jahre müssen die rund 4 Mio. registrierten Arbeitslosen noch mindestens um 2 Mio. verdeckt Arbeitslose, die sich in arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen (einschließlich Vorruhestand) befinden, ergänzt werden, von sonstigen Angehörigen der “Stillen Reserve” ganz abgesehen.
- (v) Arbeitslosigkeit konzentriert sich vornehmlich auf gering qualifizierte Erwerbspersonen.
- (vi) Zwar ist das Ausmaß der Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland besonders drückend, insbesondere bei den gering qualifizierten Erwerbstätigen, gleichwohl haben sich die Erwerbstätigenquoten in Ost- und Westdeutschland weitgehend angeglichen. Anders formuliert, bezogen auf die Erwerbsbevölkerung stehen in Ostdeutschland in etwa ebenso viele Arbeitsplätze zur Verfügung wie in Westdeutschland.³
- (vii) Der Anteil der Langzeitarbeitslosen ist seit den sechziger Jahren sehr stark angestiegen und beläuft sich am Ende der Beobachtungsperiode auf rund ein Drittel aller registrierten Arbeitslosen, nach der OECD-Klassifikation sogar auf gut die Hälfte (im Gegensatz etwa zu den Vereinigten Staaten mit 8 v.H.)⁴
- (viii) Trotzdem ist die Gruppe der Arbeitslosen durch eine beachtliche Dynamik gekennzeichnet. Ende der neunziger Jahre beliefen sich die Abgänge aus der Arbeitslosigkeit (und ebenso die Zugänge) auf fast das Doppelte des Bestandes an Arbeitslosen, und dies bei rund einem Drittel an Langzeitarbeitslosen. Diese Fluktuation darf jedoch

²Quelle: OECD, Employment Outlook Juni 1999, S. 225.

³Die Anzahl der Erwerbstätigen wurde nach dem Inländerkonzept berechnet. Im Jahre 1998 belief sich in Ostdeutschland der Saldo aus Auspendlern und Einpendlern auf rund 350 Tsd. Personen. Quelle: wie Tabelle 1 Spalte 4.

⁴Quelle: OECD, Employment Outlook Juni 1999, S. 242.

nicht dahingehend interpretiert werden, dass die Risiken, arbeitslos zu werden, ziemlich gleich verteilt wären. Vielmehr trugen Langzeitarbeitslose in Westdeutschland im Jahre 1996 61 v.H. der “Last” der Arbeitslosigkeit in termini des Arbeitslosigkeitsvolumens (also auf der Basis der in Tagen gerechneten individuellen Arbeitslosigkeitsdauer) und unter Berücksichtigung einer potenziellen Langzeitarbeitslosigkeit noch kurzfristig Arbeitsloser.⁵

Zusammengenommen sind das erschreckende Zahlen. Worin sind sie begründet und wie kann Besserung erreicht werden?

2 Ursachenanalyse aus gesamtwirtschaftlicher Sicht

Dieser Abschnitt geht der Frage nach, inwieweit die Arbeitslosigkeit in Deutschland (noch) als konjunkturbedingt anzusehen ist und in welchem (zunehmendem) Umfang angebotsseitige Störungen verantwortlich sind. Auf Grund ihrer besonderen Bedeutung widmet sich Abschnitt 4 der Lohnstruktur und ihrer Wirkung auf die Beschäftigung.

Dieser Beitrag ersetzt den populären Begriff “strukturelle” Arbeitslosigkeit durch “Arbeitslosigkeit auf Grund von Funktionsstörungen auf Arbeits- und Gütermärkten”.⁶ Der Vorteil dieser etwas umständlichen Formulierung liegt vor allem darin, dass sie sofort die Frage provoziert, welche Funktionsstörungen konkret gemeint sind und wer wie Abhilfe zu schaffen hat. Dem “konjunkturellen” Aspekt wird mit Hilfe zweier Überlegungen Rechnung getragen. Solange eine Arbeitslosigkeit durch eine gesamtwirtschaftliche Nachfrageexpansion ohne Erhöhung der Inflationsrate verringert werden kann, sei sie “konjunkturell”; eine weitere Reduktion kann dann nur noch (und nicht: auch) durch die Behebung von Funktionsstörungen bewerkstelligt werden. Die Verbindung beider Typen einer Arbeitslosigkeit erfolgt über Hysterese-Transmissionskanäle.

Der angedeutete Analyserahmen beruht auf soliden theoretischen Grundlagen, welche aus Platzgründen nur angedeutet werden können (zumal sie im Seminar Ottobeuren schon ausführlich diskutiert wurden⁷). Gedacht werden kann an das mittlerweile in die Nähe eines Konsensmodells (zumindest unter Arbeitsmarktökonomern) avancierte Modell einer “quasi-gleichgewichtigen Arbeitslosigkeit” (QUERU).

Dieser theoretische Analyserahmen stellt eine geeignete Blaupause dar, weil er prinzipiell in der Lage erscheint, äquivalent mit wichtigen Beobachtungen des vorangegangenen Abschnitts zu sein, nämlich mit einer sich zunächst schubweise erhöhenden Arbeitslosigkeit (auf Grund von Angebotsschocks und/oder eines gesamtwirtschaftlichen Nachfragedefizits), welche sich dann aber verfestigt, sei es auf Grund institutionell bedingter Sperrklinkeneffekte (Arbeitslosenversicherung, Lohnrigiditäten, Mismatch) oder sei es als Folge von Hysterese-Effekten (Insiderverhalten, Stigmatisierung von Arbeitslosen).

Die empirische Umsetzung des oben skizzierten Ansatzes gestaltet sich indessen schon wesentlich schwieriger. Zur Abschätzung der Höhe der auf Funktionsstörungen beruhenden

⁵Vgl. zu diesen Berechnungen Karr (1997), wobei die genannte Zahl von 61 v.H. auf einer später vorgenommenen Revision beruht.

⁶Vgl. Sachverständigenrat (1994), S. 247 ff.

⁷Vgl. Gahlen, Hesse und Ramser (1996) und den darin enthaltenen Beitrag über theoretische Ansätze zur Erklärung der Arbeitslosigkeit von Franz (1996b).

Arbeitslosigkeit (also im hier verstandenen Sinne der QUERU) und ihrer möglichen zeitlichen Veränderungen werden folgende Hilfsmittel bemüht: die NAIRU und die Beveridge-Kurve.

Das Konzept der inflationsstabilen Arbeitslosenquote (“NAIRU”) ist eng mit dem der QUERU verwandt. Ein wesentlicher Unterschied zwischen beiden Quoten besteht darin, dass die QUERU die Gleichheit von Lohn- und Preissteigerungsraten (und damit einen konstanten Reallohn) beinhaltet, während die NAIRU zusätzlich noch die zeitliche Konstanz beider Raten einschließt. Genauer gesagt, gibt die NAIRU die Höhe der Arbeitslosenquote an, ab deren Unterschreitung mit steigenden Inflationsraten zu rechnen ist und vice versa. Liegt der tatsächlich beobachtete Wert der Arbeitslosenquote oberhalb der NAIRU, dann kann sich die bestehende Arbeitslosigkeit nicht nur auf Grund besserer Angebotsbedingungen, sondern zudem im Zuge einer höheren gesamtwirtschaftlichen Güternachfrage zurückbilden, ohne dass mit anziehenden Preissteigerungsraten zu rechnen ist. Noch anders formuliert: Die NAIRU stellt eine ungefähre Grenzlinie zwischen einem konjunkturellen Teil der Arbeitslosigkeit (Werte der tatsächlichen Arbeitslosenquote oberhalb der NAIRU) und einer Arbeitslosigkeit auf Grund von Funktionsstörungen dar.

So attraktiv das NAIRU-Konzept für die Wirtschaftspolitik auch sein mag, so schwierig gestaltet sich seine empirische Überprüfung, der sich eine kaum noch zu übersehende Fülle von Literaturbeiträgen gewidmet hat.⁸ Nicht nur erwies sich die NAIRU als im Zeitablauf instabil (wobei die Bestimmungsfaktoren für diese Variabilität nicht immer hinreichend identifiziert werden konnten), sondern es müssen bei der Schätzung eine Reihe von teilweise arbiträren Annahmen getroffen werden (welche dann zu unterschiedlichen NAIRU-Varianten führen). Daher nimmt es nicht wunder, dass sich die Literatur in der Einschätzung der (empirisch geschätzten) NAIRU höchst uneins ist.

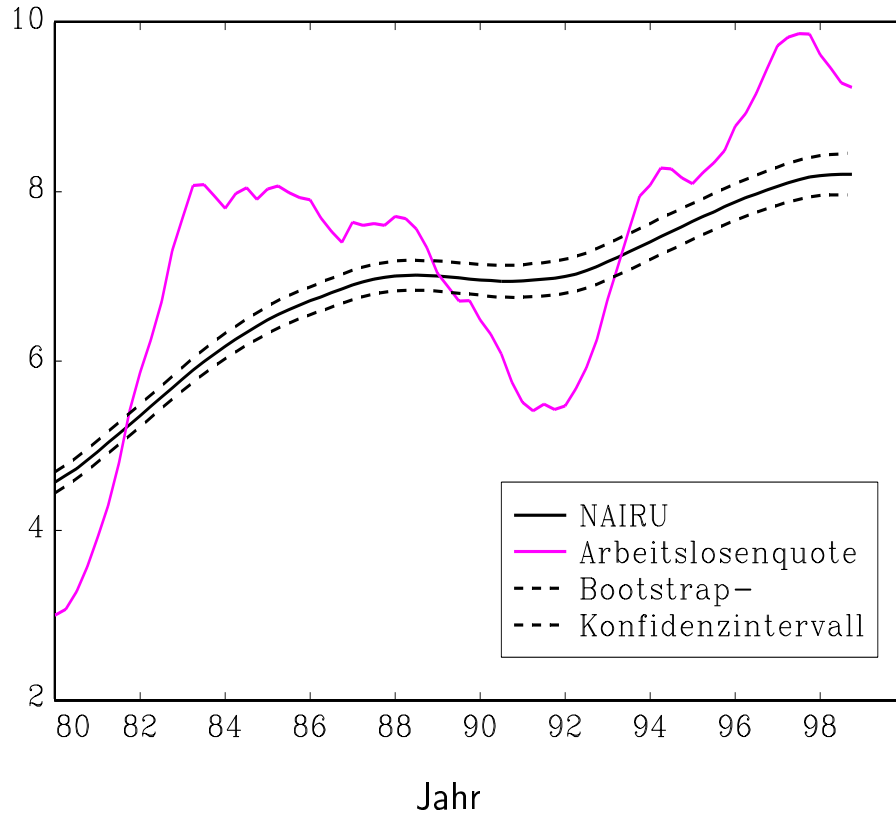
Vor diesem Hintergrund hat Franz (2000) in einer gleichzeitig mit diesem Beitrag entstandenen Studie einen neuen Anlauf genommen und eine zeitvariable NAIRU für Westdeutschland geschätzt und dabei erstmalig für Westdeutschland für die mit der Kalman-Methode berechnete NAIRU Konfidenzbänder mit Hilfe des Bootstrap-Verfahrens ermittelt. *Abbildung 1* zeigt ein Resultat dieser aufwendigen Vorgehensweise, die hier aus Platzgründen auch nicht ansatzweise dargestellt werden kann, zusammen mit der tatsächlichen Arbeitslosenquote. Unter den gemachten Vorbehalten ist die westdeutsche NAIRU im Zeitablauf beträchtlich angestiegen und erreicht Ende 1998 einen Wert von 8.2 v.H. (mit Konfidenzintervall von ± 0.3 v.H.). Im Vergleich zur tatsächlichen Arbeitslosenquote zu diesem Zeitpunkt in Höhe von 9.2 v.H., war mithin nur 1 Prozentpunkt der Arbeitslosenquote (also rund 11 v.H. aller Arbeitslosen) konjunkturbedingt. Zwar sollte man die Genauigkeit dieses Resultates nicht überbewerten, jedoch stellt es einen ersten Beleg für die Vermutung dar, dass die derzeitige Arbeitslosigkeit zu ihrem weitaus überwiegenden Teil nicht konjunktureller Natur ist.

Als weiterer Hinweis darauf, dass sich die auf Funktionsstörungen beruhende Arbeitslosigkeit im Zeitablauf erhöht haben mag, kann die Beveridge-Kurve dienen, also die Relation zwischen offenen Stellen und Arbeitslosigkeit.⁹ Die Bezüge zur eben im Rahmen der NAIRU angesprochenen Phillipskurve sind leicht herzustellen, wenn man sich vergegenwärtigt, dass die Lohnhöhe nicht unabhängig davon ist, wie schnell Arbeitslose

⁸Einen guten Überblick bieten die Beiträge in: Journal of Economic Perspectives 11(1), 1997.

⁹Vgl. Franz (1987) für eine ausführliche Darstellung.

Abbildung 1: Arbeitslosenquote und NAIRU



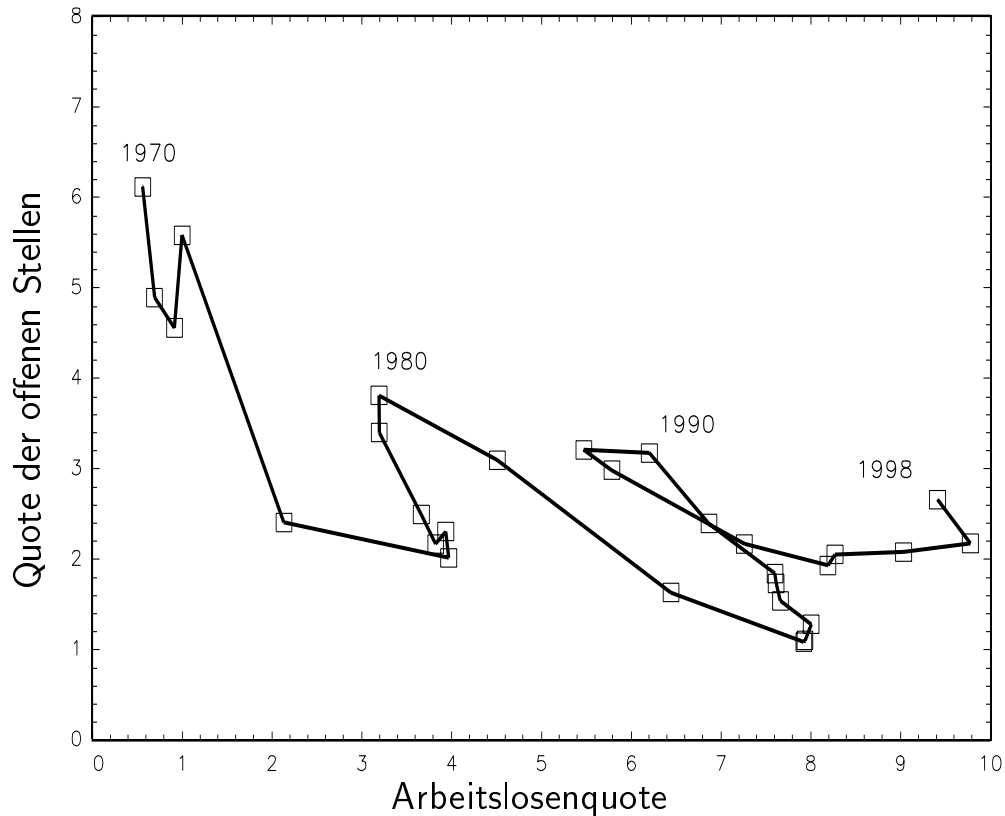
einen Arbeitsplatz finden und Unternehmen eine offene Stelle besetzen können, kurzum von der Effizienz des Matching-Prozesses auf dem Arbeitsmarkt, repräsentiert von eben der Beveridge-Kurve. In der Tat läßt sich die Beveridge-Kurve formal in die Phillipskurve integrieren, mit dem Ergebnis, dass die Faktoren, welche eine Verschiebung der Beveridge-Kurve bewirken (also beispielsweise die Matching-Technologie) ebenso eine Veränderung der NAIRU zur Folge haben.¹⁰

Wie üblich (sic!) sind weder das theoretische Gerüst, noch die empirische Analyse der Beveridge-Kurve frei von teilweise gravierenden Problemen, die zwar zur Vorsicht mahnen, dieses Hilfsmittel aber nicht von vornherein als abwegig abqualifizieren. Unter diesem Vorbehalt zeigt *Abbildung 2* die Entwicklung der Quoten von korrigierten offenen Stellen beziehungsweise Arbeitslosen in Westdeutschland. Die Korrektur der offenen Stellen bezieht sich auf die Bereinigung der offiziell gemeldeten offenen Stellen um einen geschätzten, im Zeitablauf nicht unerheblich schwankenden Einschaltungsgrad der Arbeitsämter bei der Besetzung unbesetzter Arbeitsplätze.¹¹ Bei einer visuellen Inspektion bleibt allerdings unklar, inwieweit sich die beobachtete Entwicklung der beiden Quoten auf Schleifen (im entgegengesetzten Uhrzeigersinn) um eine stabile Relation und/oder auf Verschiebungen der Kuve nach außen, also eine verschlechterte Matching-Effizienz

¹⁰Ein solcher theoretischer Ansatz findet sich beispielsweise in Nickell und van Ours (2000), S. 143 f.

¹¹Die Methodik der Schätzung des (unbekannten) Einschaltungsgrades ist in Franz (1999), S. 103 f. dargestellt.

Abbildung 2: Beveridge-Kurve



(als Folge von Funktionsstörungen), zurückführen läßt. Vor dem Hintergrund detaillierter Studien ist die Relevanz beider Aspekte keine abwegige Hypothese, jedoch mit einer Betonung der Aussenverschiebung, wobei dies im übrigen internationalen Erfahrungen ziemlich entspricht.¹²

Bei aller unbestrittenen Problematik des leider nur cursorisch vorgestellten Indikators liefert ihre Evidenz zusammengenommen jedoch überzeugende Hinweise für die Richtigkeit der Arbeitshypothese, nämlich eines markanten Anstiegs der Arbeitslosigkeit auf Grund von Funktionsstörungen auf Arbeits- und Gütermärkten, mehr noch, eines deutlichen Übergewichts dieses Typs am Ende der neunziger Jahre.

3 Flexibilitätsdefizite auf Arbeits- und Gütermärkten

Dieser Abschnitt versucht in der gebotenen Kürze den Forschungsstand bezüglich einiger Flexibilitätshemmnisse auf Arbeits- und Gütermärkten aufzuarbeiten, um wissenschaftlich verantwortbare Empfehlungen für die Beseitigung einschlägiger Defizite geben zu

¹²Vgl. dazu die Sammelbände von Padoa-Schioppa (1990) und Franz (1992).

können. Den Hintergrund bildet der in Abschnitt 2 herausgearbeitete Anstieg der Arbeitslosigkeit auf Grund von Funktionsstörungen auf eben diesen Märkten. Zur Erklärung dieses Anstiegs ist der Nachweis einer Zunahme der zu untersuchenden Inflexibilitäten indessen nicht zwingend notwendig. Es kann ein gegebenes Niveau als Erklärung im Sinne eines Sperrklinkeneffekts ausreichend sein, das heißt, nach einer (schubweisen) Erhöhung der Arbeitslosigkeit verhindern oder erschweren diese Inflexibilitäten eine (rasche) Rückkehr zu einer Situation der Normal- oder gar Vollbeschäftigung.

Arbeitslosenversicherung und Sozialhilfe

Bekundungen über die Systeme der sozialen Sicherung als Hemmnis zur Aufnahme einer Beschäftigung sind Legion. In der Tat wird man diesbezügliche Probleme nicht bestreiten können, jedoch steht die "belastbare" empirische Evidenz in umgekehrtem Verhältnis zur Vehemenz, mit der einschlägige Vorwürfe mitunter erhoben werden. Allzu gern wird verschwiegen, dass angebotene Arbeitsplätze die zwingend notwendige Voraussetzung für solche Schuldzuweisungen sind, wobei sicherlich zutreffende Fallbeispiele über die Verweigerung einer Arbeitsaufnahme seitens arbeitsloser Unterstützungsempfänger noch keine Rechtfertigung für Pauschalurteile darstellen. Zum anderen muss bei aller Problematik möglicher Missbräuche darauf aufmerksam gemacht werden dürfen, dass sich die Effizienz des Matching-Prozesses bei einer etwas längeren Suchdauer in vielen Fällen erhöhen mag.

Um mit der Arbeitslosenversicherung zu beginnen, so stellen die durch sie induzierte Verringerung der Suchintensität und der Bereitschaft, eine angebotene Beschäftigung zu akzeptieren, einerseits und der von ihr ausgehende Effekt auf das Lohnsetzungsverhalten bei gegebener Höhe der Arbeitslosigkeit andererseits die hauptsächlichen Transmissionskanäle zur Arbeitslosigkeit dar.¹³ Beide bewirken eine Zunahme der QUERU. Die empirische Forschung hat sich in Form mikroökonomischer Studien vornehmlich des ersten Aspektes bemächtigt. Dabei stellte sich ein kaum signifikanter Einfluss der Höhe der Lohnersatzleistungen (in v.H. des vorher erzielten Nettolohnes, "replacement ratio") heraus. Dieses Ergebnis kann eigentlich wenig überraschen, weil es schon schwierig ist, damit den Anstieg der QUERU zu erklären, weil eben diese Lohnersatzquote in den achtziger Jahren (leicht) gesunken ist.¹⁴ Aussichtsreicher und aus ökonomischer Sicht überzeugender erscheint dann eher der Einfluß einer längeren Dauer der Arbeitslosigkeit zu sein, welcher aus der (teilweise erweiterten) Zeitspanne der Anspruchsberechtigung auf Arbeitslosengeld resultiert, unter besonderer Berücksichtigung einer im Anschluss daran unbefristet gewährten Arbeitslosenhilfe (im Regelfall).¹⁵ Folgt man der Studie von Steiner (1997), so führt bei Männern in der Altersgruppe 44 bis 48 Jahre der Anspruch auf Arbeitslosengeld oder -hilfe zu einem Anstieg der Verbleibswahrscheinlichkeit in Arbeitslosigkeit nach 6 Monaten Arbeitslosigkeitsdauer von 43.5 v.H. auf 66 v.H. (bei Frauen war kein signifikanter Anstieg feststellbar).¹⁶ Das sind beachtliche Effekte.

Im Rahmen der Sozialhilfe ist im vorliegenden Zusammenhang in erster Linie das "Lohnabstandsgebot" zu thematisieren¹⁷, das heisst die Differenz zwischen Nettoarbeitsein-

¹³Die Standardreferenz für einen ausführlichen Überblicksartikel stellen (immer noch) Atkinson und Micklewright (1991) dar.

¹⁴Vgl. die Tabelle 7.8 in Franz (1999), S. 266, die auf bisher unveröffentlichten Angaben über individuelle Lohnersatzleistungen beruht.

¹⁵Vgl. dazu beispielsweise Hujer und Schneider (1996), Hunt (1995) und Steiner (1997).

¹⁶Die Simulationen beziehen sich auf Westdeutschland und die Zeitperiode 1987 bis 1994.

¹⁷Ein weiterer Aspekt wäre der Anteil erwerbsfähiger, gleichwohl arbeitsunwilliger Sozialhilfeempfänger, der nicht völlig unerheblich sein dürfte. Nach Angaben von Feist (2000), die sich auf Erfahrungen in Leipzig im Jahre 1996 beziehen, nahmen nur 62 v.H. aller arbeitsfähigen Sozialhilfeempfänger den ihnen von

kommen und Sozialhilfe. Ein zu geringer Abstand reduziert die Anreize für erwerbsfähige Sozialhilfeempfänger – und nur um diese geht es¹⁸ –, eine Arbeit aufzunehmen, gegebenenfalls verbunden mit dem Anreiz, die Sozialhilfe in der Schattenwirtschaft aufzubessern, welche sich nach Angaben von Schneider und Enste (2000) auf immerhin rund 15 v.H. des BIP beläuft. Anders formuliert, in einem beträchtlichen Umfang stellt in Deutschland die Sozialhilfe einen Mindestlohn dar. Erschwerend kommt hinzu, dass erzielte Arbeitseinkommen nach einem geringen Freibetrag nahezu voll auf die Sozialhilfe angerechnet werden. Deshalb mangelt es nicht an Vorschlägen, welche sich zum Teil in Form von Modellversuchen in einer Erprobungsphase befinden, die Beschäftigungschancen im Niedriglohnsektor (allerdings nicht nur für Sozialhilfeempfänger) zu verbessern, etwa durch Subventionen an Arbeitnehmer oder Unternehmen.¹⁹ Eine Abschätzung der zu erwartenden Beschäftigungseffekte gestaltet sich jedoch selbst für Größenordnungen schwierig und entsprechend groß ist die Spannbreite. Um zwei Beispiele zu nennen, kommt die Studie von Buslei und Steiner (1999) nur zu geringen Beschäftigungseffekten bei lohnbezogenen Transfers an Arbeitnehmer (rund 45 Tsd.) und zu etwas höheren Effekten bei entsprechenden Subventionen an Unternehmen (etwa 100 Tsd.), während die Untersuchung von Riphahn et al. (1999) für einen gestaffelten Zuschuss zu den Sozialversicherungsbeiträgen an Arbeitgeber immerhin eine Zunahme von rund 250 Tsd. Vollzeitstellen ermittelt. Die Differenzen resultieren unter anderem aus unterschiedlichen Annahmen über das Arbeitsangebots- und das Lohnsetzungsverhalten. Hingegen ermitteln Buslei und Steiner (1999) im Vergleich zu Riphahn et al. (1999) hohe fiskalische Kosten. Wie dem auch immer sein mag – und die Ergebnisse laufender Modellversuche beispielsweise in Baden-Württemberg werden es (wohl) erweisen –, scheint der eingeschlagene Weg nicht von vornherein aussichtslos, wenn im Hinblick auf zu erwartende Beschäftigungseffekte vielleicht auch nicht spektakulär.

Mismatch

Die in Abschnitt 2 dargestellte wahrscheinliche Verschiebung der Beveridge-Kurve wird unter anderem mit steigenden Mismatch-Problemen auf dem Arbeitsmarkt begründet, das heisst mit einer immer größer werdenden Diskrepanz bei den qualifikatorischen und/oder regionalen Profilen von angebotener und nachgefragter Arbeit. In der Tat weisen empirische Studien auf eine (wachsende) Bedeutung solcher Mismatch-Probleme in Westdeutschland hin, ohne damit allerdings behaupten zu wollen, den hauptsächlichen Grund für den Anstieg der Arbeitslosigkeit identifiziert zu haben.²⁰ Vielfach wird eine “Matching-Funktion” geschätzt, wobei die Vermittlungen durch die Anzahl der Arbeitslosen und der offenen Stellen und der Matching-Effizienz erklärt werden, sich aus Datengründen indessen auf das “Matching” seitens der Arbeitsämter beziehen. Burda (1994) und Entorf (1996), letzterer im Rahmen einer auf Paneldaten beruhenden Studie, kommen zu dem Ergebnis einer fallenden Matching-Effizienz in (West-)Deutschland und zwar in erster Linie wegen einer geringeren beruflichen Mobilität (“Berufswechsel”). Dass der regionale und berufliche Mismatch zugenommen haben dürfte, wird zudem durch Mismatch-Indikatoren MM_t gestützt:

der Stadt angebotenen Arbeitsplatz an. Den Verweigerern wurde die Sozialhilfe gekürzt oder gestrichen.

¹⁸Nach Schätzungen von Krug und Meckes (1997) belief sich im Jahre 1994 das Arbeitspotenzial im Alter zwischen 18 und 55 Jahren auf etwa 650 Tsd. Sozialhilfeempfänger (das sind rund 30 v.H. aller Sozialhilfeempfänger).

¹⁹Für Übersichten vgl. Buslei und Steiner (1999) und Hagen und Steiner (2000).

²⁰Vgl. dazu u.a. Börsch-Supan (1990), Franz (1987).

$$(1) \quad MM_t = \sum_i^R |u_i - v_i|_t$$

mit u_i (v_i) als dem Anteil der Arbeitslosen (offenen Stellen) in einer Region i (regionaler Mismatch) oder in einer Berufsgruppe i (beruflicher Mismatch) an allen Arbeitslosen der R Regionen beziehungsweise R Berufsgruppen.²¹ Wenn $u_i = v_i$, dann stehen bei gleichen Nennerwerten beider Quotienten offenbar in einer Region i den Arbeitslosen gleich viele offene Stellen gegenüber, so dass die Diskrepanz darin besteht, dass Arbeitslose und offene Stellen innerhalb *derselben* Region nicht zusammengeführt werden können, also beispielsweise auf Grund eines beruflichen Mismatch. Analoges gilt für den beruflichen Mismatch. Zwischen Mitte der siebziger und Mitte der neunziger Jahre erhöhte sich der regionale Mismatchindikator von 0.36 auf 0.58 und der berufliche von 0.48 auf 0.56, womit dem beruflichen Mismatchanstieg ein höherer Erklärungswert zukommt.²² Der Sachverständigenrat (1994) schätzte die Anzahl mismatch-bedingter Arbeitsloser in Westdeutschland zu Beginn der neunziger Jahre in einer Größenordnung von 500 Tsd. Personen, also immerhin rund einem Fünftel der seinerzeitigen Arbeitslosigkeit (Ziffer 433).

Eher spekulativ, wenngleich sehr plausibel sind die Ursachen für den gestiegenen Mismatch: Rezessionen als Ausleseprozess gering qualifizierter Arbeitnehmer, die vorher (aus sozialen Gründen) im Betrieb "gehalten" wurden, jetzt aber keinen Arbeitsplatz finden; Präferenzen der Arbeitnehmer für ihre (Heimat-)Region; hohe Umzugskosten; Notwendigkeit von Reallohnseinbußen; ein schlecht funktionierender Wohnungsmarkt; im Vergleich zur (partiellen) Entwertung ihres Humankapitals überzogene Lohnansprüche dieser Arbeitslosen.

Steuer- und Abgabenkeil

Eine Schlüsselgröße zum Verständnis der zögerlichen, wenn nicht mangelnden Bereitschaft der Arbeitnehmer zu einem moderaten Kurs der Lohnzurückhaltung stellt der Steuer- und Abgabenkeil dar, welcher die Differenz zwischen Produktlohn und Konsumlohn maßgeblich beeinflusst ("tax wedge").²³ Der Konsumlohn ist das Nettoarbeitsentgelt deflationiert mit einem Konsumentenpreisindex, wohingegen der Produktlohn die Bruttoarbeitskosten deflationiert mit einem Index, der die Absatzpreise reflektiert, erfasst. Der zwischen diese beiden Entgeltvariablen geschobene Keil kommt neben einer Divergenz der Preisentwicklungen auf Grund höherer Steuern und Abgaben zu den Systemen der sozialen Sicherung zustande.

Nach Berechnungen des Sachverständigenrates fiel in Westdeutschland im Fünfjahreszeitraum 1994 bis 1998 der Konsumlohn um 1.9 v.H., während der Produktlohn um 8.3 v.H. stieg.²⁴ Verantwortlich dafür waren hauptsächlich die gestiegene Steuer- und Abgabenlast zur Sozialversicherung. Dies erklärt die Skepsis gegenüber den positiven Beschäftigungseffekten einer Lohnzurückhaltung aus Arbeitnehmersicht (nicht aus dem Blickwinkel der Gewerkschaften, die diese Zahlen kennen) und ihren Unmut über Forderungen nach einer beschäftigungsfreundlichen Lohnpolitik. Mehr noch, nach aller Erfahrung und durch

²¹Die Indikatoren sind allerdings nicht frei von Problemen, wenn die Zeitreihen trendbehaftet sind. Vgl. dazu Entorf (1996).

²²Quelle: Franz (1999), S. 226.

²³Für Erläuterungen vgl. Franz (1999), S. 275 und Hinze (2000).

²⁴Sachverständigenrat (1998), Ziffer 424. Im Jahre 1999 stiegen Konsum- und Produktlohn um 1.5 v.H. beziehungsweise 0.9 v.H. (Sachverständigenrat (1999), Tabelle 36).

ökonomische Studien belegt, führen höhere Steuern und/oder Sozialversicherungsbeiträge zu höheren Lohnabschlüssen und damit ceteris paribus zu Beschäftigungseinbußen.²⁵ Es ist offenkundig nur sehr schwer vermittelbar, dass gestiegene Steuern und Sozialabgaben mit Hilfe einer expansiven Lohnpolitik nicht “wieder hereingeholt” werden können.

Institutionelle Ausgestaltung der Lohnfindung

Eine mangelnde Flexibilität des Lohnbildungsprozesses – vor allem in Gestalt des Flächentarifvertrages – wird vielerorts als ernstes Beschäftigungshemmnis angesehen, verbunden mit der Forderung nach Verlagerung der Lohnbildung (ausschließlich) auf die betriebliche Ebene.²⁶ Zusätzliche Inflexibilitäten würden durch eine Reihe von gesetzlichen Vorschriften geschaffen. Diese Bedenken werden hier partiell geteilt.

Neben Stigmatisierungs- und Entmutigungseffekten wird ein Insiderverhalten als wesentliche Quelle für Hysterese-Phänomene angesehen. Im vorliegenden Zusammenhang stellt sich insbesondere die Frage nach der empirischen Relevanz der Hypothese, inwieweit Beschäftigte – in der Regel durch Gewerkschaften oder Betriebsräte vertreten – ihre Entlohnung so hoch ansetzen, dass sie selbst mit hoher Wahrscheinlichkeit beschäftigt bleiben, ohne den Arbeitslosen als den “Outsidern” durch Lohnzurückhaltung eine Beschäftigungschance in Form neuer, wettbewerbsfähiger Arbeitsplätze zu eröffnen.

Einen ersten Hinweis auf empirische Evidenz liefern die in den vergangenen Jahren zahlreich abgeschlossenen, betrieblichen “Standortsicherungsverträge”, in denen die Unternehmensleitung als Gegenleistung für Lohnzurückhaltung (gegebenenfalls in Form einer Verlängerung der Arbeitszeit ohne Lohnausgleich) den Verzicht auf betriebsbedingte Kündigungen aussprach, ohne dass von Neueinstellungen eben auf Grund einer Lohnmoderation die Rede gewesen wäre. Weitere empirische Unterstützung für das genannte Insiderverhalten liefert *Tabelle 2*, die auf Ergebnissen einer Befragung von Unternehmen im Frühjahr 2000 beruht.²⁷ Ohne auf weitere Details einzugehen, zeigt sich im Hinblick auf die vorliegende Fragestellung der markante Unterschied bei der Zustimmung zur Lohnzurückhaltung, bei der Sicherung des eigenen Arbeitsplatzes einerseits und der Schaffung zusätzlicher Arbeitsplätze andererseits. Zwar handelt es sich hier um die Einschätzung der befragten und antwortenden Unternehmen, aber diese müssten schon unplausibel gravierenden Irrtümern über das Verhalten ihrer Beschäftigten, welches sie beobachten, unterliegen oder die Antworten müssten einer so einschneidenden Selektionsverzerrung unterliegen (wofür es keine Anhaltspunkte gibt), um die Evidenz für ein Insiderverhalten ernsthaft in Frage zu stellen.

Was den Flächentarifvertrag angeht – vgl. dazu auch das Koreferat zu diesem Beitrag von Norbert Berthold –, so wird von uns die Position vertreten, dass er nicht überholt, jedoch überholungsbedürftig ist. Abgesehen davon, dass bereits seit jeher eine beträchtliche betriebliche Komponente der Lohnbildung in Form übertariflicher Leistungen und deren Veränderungen (“Lohndrift”) existiert, die durch Kürzung derselben sogar

²⁵Vgl. Franz und Gordon (1993) für signifikante Koeffizienten verschiedener “wedge”-Variablen in ökonomisch geschätzten Lohnfunktionen für Westdeutschland.

²⁶Vgl. z.B. Berthold und Fehn (1996) und Siebert (1998).

²⁷Die Befragung erfolgte im Rahmen eines DFG-Projektes über Entgeltflexibilisierung und wurde vom Förderkreis des Zentrums für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) finanziert. Befragt wurden 5100 Unternehmen mit mehr als 10 Beschäftigten aus den Wirtschaftsbereichen Chemie, Metall, Maschinenbau, Handel, Banken/Versicherungen und unternehmensnahe Dienstleistungsquote. Der Antwortrücklauf beläuft sich im Durchschnitt auf 15.5 v.H. Auf der Grundlage dieser Befragung werden eine Reihe von Publikationen entstehen, vgl. die Web-Site des ZEW (www.zew.de).

Tabelle 2: Antworten von Unternehmen auf die Frage: “Wären Ihrer Ansicht nach Ihre Arbeitnehmer zur Sicherung des eigenen Arbeitsplatzes und/oder zur Schaffung zusätzlicher Arbeitsplätze zu einer Entgeltzurückhaltung bereit?”^{a)}

Antwort	eigener Arbeitsplatz	zusätzliche Arbeitsplätze
ja	35-43	4-7
nein	23-33	68-75
bin nicht sicher	30-37	21-25

a) Angaben in v.H. der antwortenden Unternehmen, die Spannweite ergibt sich auf Grund der Unterscheidung der Arbeitnehmer nach drei Qualifikationsstufen (gering, qualifiziert, hochqualifiziert); vgl. Text für Erläuterung

eine implizite Korrektur von Tariflohnsteigerungen nach unten bewirken können und dies getan haben,²⁸ konnten wir an anderer Stelle zeigen, dass unter Berücksichtigung eines Insiderverhaltens eine Verlagerung der Lohnbildung auf die betriebliche Ebene nicht notwendigerweise zu einem höheren Beschäftigungsgrad führt.²⁹ Solange der Tariflohn dem durchschnittlichen Wertgrenzprodukt aller Unternehmen des betreffenden Tarifbereichs entspricht, profitieren davon Unternehmen mit überdurchschnittlicher Produktivität und vice versa, so dass der Nettobeschäftigungseffekt a priori unbestimmt ist. Des weiteren ist zu bedenken, dass sich die Unternehmensleitung nicht immer einem kooperativen Betriebsrat gegenüber sieht, welcher ganz Ohr für ihre Sorgen ist. Auf jeden Fall wird der Betriebsrat die wirtschaftliche Lage des Unternehmens genau ausloten wollen und das Unternehmen zur Offenlegung aller Bücher veranlassen (“Tarif der gläsernen Taschen”).³⁰

Diese Vorbehalte gegenüber einer allzu euphorischen Einschätzung einer rein betrieblichen Lohnfindung legen es nahe, den “Flächenvertrag” mit Hilfe einer wirksamen Öffnungsklausel in Richtung eines “Rahmenvertrages” weiter zu entwickeln. Selbst dies stellt nicht notwendigerweise einen Königsweg zur Flexibilisierung des Flächenvertrages dar, wenn nämlich die Gewerkschaften eine solche Öffnungsklausel dahingehend ausnutzen, zunächst einmal mit ziemlich hohen Lohnforderungen die Gewinne profitabler Unternehmen abzuschöpfen. Was die konkrete Ausgestaltung anbelangt, so könnte wie folgt verfahren werden. Wenn die Unternehmensleitung, der Betriebsrat und die Mehrheit der Beschäftigten zustimmen, sollte unmittelbar von den Vereinbarungen des Flächentarifvertrages abgewichen werden können. Der Gesetzgeber könnte diesbezügliche Bemühungen durch die Aufnahme einer Vorschrift im Tarifvertragsgesetz unterstützen, nach der jeder Tarifvertrag eine wirksame Öffnungsklausel (beispielsweise wie oben beschrieben) enthalten muss. Ferner sollte er das “Günstigkeitsprinzip” dahingehend lockern, dass sich ein Arbeitnehmer auch dann “günstiger” stellt, wenn er durch eine temporäre, gegebenenfalls auch quantitativ begrenzte Lohneinbuße und/oder unbezahlte Arbeitszeitverlängerung seine Beschäftigung sichern kann.³¹ Beide Gesetzesvorschriften entschärften außerdem die

²⁸Nach Angaben von Bellmann et al. (1998) beläuft sich der Anteil übertariflicher Leistungen am Tariflohn in Westdeutschland im Jahre 1997 bei allen übertariflich zahlenden Betrieben auf rund 11 v.H. (bei tarifgebundenen Betrieben auf 5.5 v.H.).

²⁹Vgl. Fitzenberger und Franz (1999).

³⁰Vgl. dazu ausführlicher Franz (1996a).

³¹Durch eine solche Gesetzesvorschrift könnte die Entscheidung des Bundesarbeitsgerichts vom 20.4.1999 wieder korrigiert werden.

rigide Vorschrift des §77 Abs. 3 Betriebsverfassungsgesetz, nach der selbst ein nicht tarifgebundenes Unternehmen mit seinem Betriebsrat keine Lohnvereinbarungen treffen darf, wenn dies üblicherweise in der betreffenden Branche durch Tarifverträge geschieht und der Verbandstarif es nicht ausdrücklich zuläßt.

Schließlich stellen die langen Nachwirkungsfristen der Tarifverträge, an die Unternehmen bei einem Austritt aus dem Arbeitgeberverband gebunden bleiben, und der Missbrauch der Allgemeinverbindlicherklärung zur Abwehr lästiger Konkurrenz weitere Aspekte dar, bei denen der Gesetzgeber Abhilfe schaffen sollte. Dazu gehört ferner die Abwehr von Forderungen nach einer Ausweitung der Befugnisse von Betriebsräten, der Einführung eines Rechts auf Verbandsklage sowie nach Modifikation der Ansprüche Streikender auf Arbeitslosengeld (§146 Sozialgesetzbuch Drittes Buch, früher §116 Arbeitsförderungsgesetz).

Kündigungsschutz und Sozialplan

Kündigungsschutz und Sozialpläne (einschließlich der Zahlung von Abfindungen) können zusammen behandelt werden, weil die genannten Zahlungen letztlich nichts anderes sind als ein sich Freikaufen des Unternehmens aus einem Arbeitsvertrag. Jeder Arbeitnehmer ist bereit, "freiwillig" zu kündigen, wenn die Abfindung nur hoch genug ist. "Unkündbarkeit" heisst in diesem Kontext "prohibitiv hoher Abfindungsanspruch". Dies erklärt, warum der bestehende Kündigungsschutz im praktischen Ergebnis häufig zu einem Abfindungshandel führt.³²

Aus theoretischer Sicht sind die Beschäftigungswirkungen des Kündigungsschutzes unbestimmt, weil er positive und negative Effekte entfalten kann. Arbeitnehmer sind eher bereit, sich mit den Unternehmensinteressen zu identifizieren und sich betriebspezifisch weiter zu bilden - gegebenenfalls unter finanziellen Opfern -, wenn die Rentabilität dieser Investitionen durch eine genügend lange Betriebszugehörigkeitsdauer gewährleistet ist. Das Gleiche gilt mutatis mutandis für Unternehmen. So gesehen sind auf Grund der bestehenden Interessenslagen Kündigungsschutzregelungen nicht hinderlich, sondern bieten Rechtssicherheit und Planungsgrundlagen. Problematisch wird der Kündigungsschutz, wenn er betriebsnotwendige Anpassungsmaßnahmen übermäßig verteuert oder gar verhindert oder Arbeitnehmer schützt, deren selbstverschuldetes Fehlverhalten die Produktivität des Unternehmens beeinträchtigt.

Die Einschätzung der empirischen Evidenz gestaltet sich schwierig. Wie die hohen Zugangszahlen aus einem Beschäftigungsverhältnis in Arbeitslosigkeit belegen - im Jahre 1999 in Deutschland rund 3.4 Mill. Personen -, sind betriebsbedingte Kündigungen in Deutschland keine Seltenheit. Allerdings mögen sie auf Grund von Abfindungszahlungen teuer sein und damit negative Beschäftigungseffekte aufweisen. Ferner hat sich die Arbeitsgerichtsbarkeit des Kündigungsschutzes in einem Ausmaß bemächtigt, dass Kündigungsrecht mittlerweile Richterrecht geworden ist. Dies wäre nicht zu beanstanden, wenn die Arbeitsgerichtsbarkeit nicht Übersteigerungen des arbeitsvertraglichen Bestandsschutzes - insbesondere im Bereich des besonderen Kündigungsschutzes in Form der Sozialauswahl - vorgenommen hätte, die jeder ökonomischen Plausibilität entbehren.³³ Von daher gibt es gute Gründe anzunehmen, dass in erster Linie der besondere Kündigungsschutz die Arbeitsplatzbesitzer schützt, den Arbeitslosen jedoch Beschäftigungschancen verwehrt. Konsistent damit (wenn auch kein "Beweis") ist die Beobachtung, dass die Dauer der

³²Franz und Rütters (1999).

³³Vgl. Franz und Rütters (1999) und die dort zitierten Fallbeispiele.

Arbeitslosigkeit bei Arbeitnehmern im Alter zwischen 50 und 54 Jahren rund doppelt so hoch ist wie in der Altersgruppe der 25 bis 29 Jährigen, wohingegen es sich bei der Betroffenheit von Arbeitslosigkeit nahezu umgekehrt verhält.³⁴

Inflexibilitäten auf Gütermärkten

Obwohl sie vehement beklagt werden, trifft der gemachte Vorbehalt einer schwierigen Quantifizierung auch auf die Beschäftigungseffekte von Inflexibilitäten auf Gütermärkten zu. Zwar wird man deren Existenz nicht bestreiten wollen,³⁵ gleichwohl gilt es sorgfältig abzuwägen. Um es an einem Beispiel zu verdeutlichen, so wird häufig über strenge Auflagen oder langwierige Genehmigungsverfahren etwa bei der Zulassung neuer Produkte oder Produktionsverfahren geklagt und auf die Vereinigten Staaten als Vorbild verwiesen. Einmal davon abgesehen, um wieviel freizügiger die Regelungen dort tatsächlich zu veranschlagen sind, so sollte zusätzlich die in den Vereinigten Staaten sehr viel weitergehende Produkthaftung ins Kalkül gezogen werden. Anders formuliert, zu einem Teil wird die dortige kostenträchtige Produkthaftung in Deutschland in (ebenso?) aufwendige Genehmigungsverfahren verlagert.³⁶ Des weiteren sollten die teilweise erheblichen Fortschritte hierzulande im Hinblick auf zügigere Genehmigungsverfahren nicht verkannt werden.

Ähnliche Differenzierungen müssen bei allfälligen Behinderungen des Gründungs geschens vorgenommen werden. Als Beispiel möge der "Große Befähigungsnachweis" dienen, welcher sowohl die mit der Meisterprüfung verbundene Zulassung zur selbständigen Führung eines Handwerksbetriebs als auch die Erlaubnis beinhaltet, Lehrlinge auszubilden. Einerseits werden durch den "Großen Befähigungsnachweis" kartellartige Verhältnisse im Handwerksbereich geschaffen, mit allen bekannten Nachteilen einer Kartellbildung, insbesondere als Behinderung von Neugründungen von Handwerksbetrieben. Am wenigsten kann in diesem Zusammenhang das Argument der Handwerksverbände ("Zünfte") einer durch den Meisterbrief garantierten Qualität überzeugen. Abgesehen davon, dass es sich in der Realität mitunter (häufig?) anders verhält, gewährleisten großzügige Garantiefristen die überzeugendste Qualitätswerbung, und für Gefahrenhandwerke reichen Sonderprüfungen. Andererseits mag der "Große Befähigungsnachweis" der Preis für in der Tat vorbildliche Ausbildungsleistungen des Handwerks (weit über den eigenen Bedarf hinaus) sein, welches dem Vernehmen nach der Grund für die Weigerung der Politik ist, ihn zur Disposition zu stellen.

4 Löhne, Lohnstrukturen und Beschäftigung

Der zentrale Aspekt der Diskussion um Funktionsstörungen auf Arbeitsmärkten ist die unterstellte mangelnde Flexibilität der Löhne und – angesichts der besonders hohen Arbeitslosigkeit niedrig qualifizierter Erwerbspersonen – der qualifikatorischen Lohnstruktur. Die in Abschnitt 2 skizzierte gesamtwirtschaftliche Analyse, die auf aggregierten Lohn- und Preissetzungsfunktionen basiert, vernachlässigt jedoch die Heterogenität des Faktors Arbeit. Um den zentralen Zusammenhang zwischen Lohnniveau, Lohnstruktur und Beschäftigung zu quantifizieren erfolgt in diesem Abschnitt eine Schätzung der Qualifikationsstruktur der Arbeitsnachfrage.

³⁴Vgl. Franz (1999), S. 354. Die Angaben beziehen sich auf Westdeutschland und das Jahr 1997.

³⁵Das gilt insbesondere für fehlendes Wagniskapital als Hemmnis für Neugründungen. Vgl. dazu Egel, Licht und Steil (1997).

³⁶Vgl. dazu Hemmelskamp (1999), S. 34 ff.

Eine Quantifizierung der Arbeitsnachfrage ermöglicht es in Simulationsexperimenten die aus arbeitsnachfrageseitiger Sicht notwendigen Veränderungen des Lohnniveaus bzw. der Lohnstruktur zu schätzen, die es erlauben eine bestimmte angestrebte Verbesserung des Beschäftigungsstandes zu erreichen. Die Simulationsergebnisse ermöglichen eine Einschätzung von Größenordnungen, ohne jedoch die Frage beantworten zu können, ob angesichts der Restriktionen der Lohnsetzung (Lohnabstandsproblem, Insiderverhalten etc.) die errechneten Lohnveränderungen realisierbar sind. Schließlich soll mit der Analyse in diesem Abschnitt nicht die in den vorherigen Abschnitten diskutierten Ursachen der Arbeitslosigkeit in Abrede gestellt werden. Veränderungen der Lohnstruktur sollten nach unserer Ansicht – wie bereits erwähnt – mit geeigneten steuer- und sozialpolitischen Maßnahmen flankiert werden, um ein Problem der “Working Poor” in Deutschland zu vermeiden.

Die empirische Analyse in diesem Abschnitt wird für westdeutsche Daten im Zeitraum 1975 bis 1995 durchgeführt. In früheren Studien der Autoren³⁷ wurden schon Faktornachfragegleichungen bei gegebenem Output für den Zeitraum 1975 bis 1990 geschätzt. Neben den aktuelleren Daten lässt sich vor allem erst durch die hier vorgenommene Modellierung des Outputeffektes eine vollständige Aussage über die Beschäftigungswirkungen von Lohnveränderungen machen. Aufbauend auf Fitzenberger (1999, Kapitel 6) wird in diesem Abschnitt nach unserer Kenntnis für Westdeutschland die erste Studie dieser Art vorgelegt, die unterschiedliche Qualifikationsgruppen des Faktors Arbeit berücksichtigt. Unsere Analyse berücksichtigt sowohl die durchschnittliche Entlohnung über die Qualifikationsgruppen hinweg als auch die Lohndispersion innerhalb der Qualifikationsgruppen. Um der Endogenität der Determinanten der Faktornachfrage im Lichte des Modells der Lohn- und Preissetzung Rechnung zu tragen, führen wir eine Instrumentvariablenschätzung durch.

4.1 Schätzmodell

Dieser Abschnitt spezifiziert das zu schätzende Modell der Qualifikationsstruktur der Faktornachfrage. Das Modell berücksichtigt die Outputreaktion auf Faktornachfrageänderungen und die Reaktion der Faktornachfrage auf Veränderungen der Lohndispersion innerhalb einer Qualifikationsgruppe.

Die Güternachfrage in einem Sektor wird als isoelastische Funktion des Preises entsprechend der folgenden Gleichung modelliert

$$(2) \quad \ln(Y^D) = \ln(D) + \eta \cdot \ln(P_Y)$$

wobei Y^D : reale Outputnachfrage im Sektor (\equiv Wertschöpfung),
 D : sektor- und zeitspezifischer Nachfrageparameter,
 η : Nachfrageelastizität und
 P_Y : Outputpreis im Sektor (\equiv Wertschöpfungsdeflator).

Für die Faktornachfrage unterstellen wir, dass der Kapitalstock als quasi-fixer Faktor aufgefasst werden kann, und somit, dass Firmen ihre variablen Kosten hinsichtlich des Einsatzes dreier Qualifikationsgruppen des Faktors Arbeit minimieren. Hierbei handelt es sich um niedrige Qualifikationen (U), mittlere Qualifikationen (M) und hohe Qualifikationen (H). Als Ergebnis kostenminimierenden Verhaltens unterstellen wir als Approximation

³⁷Vgl. Fitzenberger und Franz (1998) und Fitzenberger (1999, Kapitel 5).

der Nachfrage nach diesen drei Typen des Faktors Arbeit folgende Gleichungen:

$$\begin{aligned}
 (3) \quad \ln(L_U^D) &= \ln(L_{U,O}^D) + \eta_{UU} \ln(w_U) + \eta_{UM} \ln(w_M) + \eta_{UH} \ln(w_H) \\
 &\quad + \eta_{UdU} dq5020_U + \eta_{UY} \ln(Y) + \eta_{UK} \ln(K) \\
 \ln(L_M^D) &= \ln(L_{M,O}^D) + \eta_{MU} \ln(w_U) + \eta_{MM} \ln(w_M) + \eta_{MH} \ln(w_H) \\
 &\quad + \eta_{MdU} dq5020_U + \eta_{MY} \ln(Y) + \eta_{MK} \ln(K) \\
 \ln(L_H^D) &= \ln(L_{H,O}^D) + \eta_{HU} \ln(w_U) + \eta_{HM} \ln(w_M) + \eta_{HH} \ln(w_H) \\
 &\quad + \eta_{HY} \ln(Y) + \eta_{HK} \ln(K)
 \end{aligned}$$

wobei L_j^D : Nachfrage nach Arbeit des Typs $j \in \{U, M, H\}$,
 w_j : durchschnittliche Entlohnung der Qualifikationsgruppe $j \in \{U, M, H\}$,
 $\eta_{j,j'}$: Elastizitäten der Nachfrage L_j^D und
 $dq5020_U$: Differenz zwischen 50%- und 20%-Quantil der logarithmierten Entlohnung der Qualifikationsgruppe (U).

Die Veränderungen des Kapitalbestands K und der Technologie werden in diesem Modell als exogen angesehen und resultieren in einer autonomen Veränderung der Faktornachfrage. Neben der üblichen Modellierung des Einflusses der durchschnittlichen Entlohnung auf die Faktornachfrage berücksichtigt das Modell auch die Lohndispersion unterhalb des Medians innerhalb der Gruppe der niedrig qualifizierten Arbeitnehmer.³⁸ Wenn die Lohndispersion innerhalb einer Qualifikationsgruppe ceteris paribus zurückgeht, dann kann vermutet werden, dass die Nachfrage nach dieser Qualifikationsgruppe zurückgeht. Dieses Argument impliziert einen positiven Koeffizienten η_{UdU} . Falls jedoch die beobachteten Veränderungen in der Lohndispersion innerhalb einer Qualifikationsgruppe Veränderungen der relativen Produktivitäten reflektieren, dann sollte η_{UdU} nicht signifikant von null verschieden sein. Basierend auf dieser Argumentation ist die Faktornachfrage auf Sektorebene als heuristische Aggregation der firmenspezifischen Nachfragefunktionen nach heterogener Arbeit anzusehen, die u.a. von einer exogen vorgegebenen Lohnverteilung abhängen.

Ziel der empirischen Analyse ist es, die Schätzungen von Gleichungen (2) und (3) zu verknüpfen, um die Elastizität der Faktornachfrage unter Berücksichtigung der Outputreaktion auf Faktorpreisveränderungen zu berücksichtigen. Die gesamte Elastizität für die Qualifikationsgruppe j ergibt sich als

$$\eta'_{jX} = \eta_{jX} + \eta_{jY} \cdot \eta_{YX}$$

wobei $j \in \{U, M, H\}$ und η_{YX} repräsentiert die Elastizität des Outputs in Reaktion auf Veränderungen in $X' \in \{w_U, w_M, w_H, dq5020_U\}$ (X sei hierbei eine Kurzschreibweise für die Variable X').

Nun müssen noch die Outputreaktionen, η_{YX} , auf Veränderungen der durchschnittlichen Entlohnung und der Lohndispersion bestimmt werden. Es wird unterstellt, dass die Firmen ihre Gewinne

$$P_Y(Y) \cdot Y - C(Y)$$

³⁸Wir berücksichtigen nur das Dispersionsmaß $dq5020_U$, da in der empirischen Analyse kein weiteres Lohndispersionsmaß innerhalb von Qualifikationsgruppen ein signifikant positives Vorzeichen aufwies.

bei monopolistischer Konkurrenz und gegebenen Faktorpreisen maximieren, wobei $P_Y(Y)$ die Umkehrfunktion der Güternachfrage in Gleichung (2) repräsentiert. Als Approximation wird der gesamte Sektor als eine monopolistische Firma angesehen. Es ist jedoch davon auszugehen, dass die Güternachfrage auf Firmenebene auf Grund monopolistischer Konkurrenz innerhalb des Sektors wesentlich elastischer als auf Sektorebene ist.

Die Bedingung erster Ordnung auf Sektorebene ergibt sich als

$$(1 + 1/\eta)D^{-1/\eta}Y^{1/\eta} = mc \quad \text{mit} \quad mc = dC(Y)/dY ,$$

d.h. mc stellt die Grenzkosten der Produktion dar. Hieraus folgt, dass

$$\frac{d\ln(Y)}{d\ln(mc)} = \eta .$$

Der Einfluß der Löhne auf den Output geht über ihren Einfluß auf die Grenzkosten der Produktion. Unter der Annahme konstanter Grenzkosten hinsichtlich des Outputs folgt

$$\eta_{YX} = \frac{d\ln(Y)}{d\ln(X')} = \frac{d\ln(Y)}{d\ln(mc)} \cdot \frac{d\ln(mc)}{d\ln(X')} = \eta \frac{d\ln(mc)}{d\ln(X')}$$

und es reicht aus $d\ln(mc)/d\ln(X')$ zu bestimmen, wobei X' ein Argument der Kostenfunktion ist, das nicht auch ein Argument der Güternachfrage ist (somit weist X' keinen Einfluss auf die linke Seite der obigen Bedingung erster Ordnung auf). Die Grenzkosten mc lassen sich wie folgt schreiben

$$mc = w_U \cdot \frac{\partial L_U}{\partial Y} + w_M \cdot \frac{\partial L_M}{\partial Y} + w_H \cdot \frac{\partial L_H}{\partial Y} ,$$

wobei die Reaktionen der Faktoreinsatzmengen auf Outputveränderungen aus dem Kostenminimierungsproblem resultieren.

Um eine analytische Lösung abzuleiten, wird weiter unterstellt, dass die Arbeitsnachfrageelastizitäten η_{UY} , η_{MY} und η_{HY} hinsichtlich der Variation des Outputs konstant sind. Die Grenzkosten ergeben sich dann als

$$mc = \frac{w_U L_U}{Y} \cdot \eta_{UY} + \frac{w_M L_M}{Y} \cdot \eta_{MY} + \frac{w_H H}{Y} \cdot \eta_{HY} = s'_U \cdot \eta_{UY} + s'_M \cdot \eta_{MY} + s'_H \cdot \eta_{HY} ,$$

wobei s'_U , s'_M und s'_H implizit definiert sind. Die Differentiation von mc unter der Annahme konstanter Outputelastizitäten ergibt³⁹

$$\frac{\partial \ln(mc)}{\partial \ln(w_U)} = \frac{1}{mc} \cdot \{s'_U \cdot \eta_{UY} \cdot (1 + \eta_{UU}) + s'_M \cdot \eta_{MY} \cdot \eta_{MU} + s'_H \cdot \eta_{HY} \cdot \eta_{HU}\} ,$$

$$\frac{\partial \ln(mc)}{\partial \ln(w_M)} = \frac{1}{mc} \cdot \{s'_U \cdot \eta_{UY} \cdot \eta_{UM} + s'_M \cdot \eta_{MY} \cdot (1 + \eta_{MM}) + s'_H \cdot \eta_{HY} \cdot \eta_{HM}\} ,$$

$$\frac{\partial \ln(mc)}{\partial \ln(w_H)} = \frac{1}{mc} \cdot \{s'_U \cdot \eta_{UY} \cdot \eta_{UH} + s'_M \cdot \eta_{MY} \cdot \eta_{MH} + s'_H \cdot \eta_{HY} \cdot (1 + \eta_{HH})\}$$

³⁹Wenn man – wie üblicherweise unterstellt – die durchschnittliche Entlohnung als den Preis für homogene Arbeit (homogen innerhalb einer Qualifikationsgruppe) auffasst, dann impliziert Shepards Lemma eine einfachere und weniger restriktive Ableitung der Reaktion der Grenzkosten auf Veränderungen von w_U , w_M und w_H , siehe Fitzenberger (1999, Kapitel 6).

$$\text{und } \frac{\partial \ln(mc)}{\partial dq5020_U} = \frac{1}{mc} \cdot \{s'_U \cdot \eta_{UY} \cdot \eta_{UdU} + s'_M \cdot \eta_{MY} \cdot \eta_{MdU} + s'_H \cdot \eta_{HY} \cdot \eta_{HdU}\}.$$

Hiermit ergibt sich folgender geschlossener Ausdruck für die gesamten Elastizitäten der Faktornachfrage

$$\eta'_{jX} = \eta_{jX} + \eta_{jY} \cdot \eta \cdot \frac{\partial \ln(mc)}{\partial \ln(X')}.$$

4.2 Daten

Die empirische Analyse basiert auf Daten für Westdeutschland im Zeitraum 1975 bis 1995. Wie bereits erwähnt, betrachten wir drei Qualifikationsgruppen, die in Bezug auf die schulische und berufliche Ausbildung der Arbeitnehmer definiert sind: die niedrig Qualifizierten (U) (\equiv ohne abgeschlossene Berufsausbildung), die Arbeitnehmer mit mittlerer Qualifikation (M) (\equiv mit abgeschlossener Berufsausbildung) und die höher Qualifizierten (H) (\equiv FH-/Uni-Absolventen). Die Analyse der Faktornachfrage erfolgt auf Basis eines Datensatzes für 46 Sektoren (Wirtschaftsbereiche). Dieser Datensatz umfasst Informationen über Beschäftigung, Output, Kapitalbestand, Importpreise und Löhne. Der Datensatz entstand aus der Verknüpfung der sektoralen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung mit der IAB-Beschäftigtenstichprobe. Weitere Informationen zu beiden Datensätzen finden sich im Anhang.

Die empirische Analyse wird separat für 32 Sektoren des Verarbeitenden Gewerbe (VG) und 14 Sektoren des Nichtverarbeitenden Gewerbes (NVG) durchgeführt. Als Teil der Instrumentvariablen für die empirische Analyse werden die auf Basis der Schätzung in Fitzenberger, Haggenev und Ernst (1999) prognostizierten Nettoorganisationsgrade (Anteil der Gewerkschaftsmitglieder an den Beschäftigten) der Gewerkschaften unter den Beschäftigten separat für die drei Qualifikationsgruppen verwendet.

Um die wesentlichen Veränderungen in den Lohnstrukturen zu erfassen, betrachten wir die Zeittrends im 20%- , 50%- und 80%-Quantil für die Qualifikationsgruppen (U) und (M) sowie im 20%- und 50%-Quantil für (H).⁴⁰ Hierzu werden Lohnindizes auf Basis zensierter Quantilsregressionen der logarithmierten Löhne geschätzt, die getrennt für jeden der 46 Sektoren im VG und NVG und getrennt nach Qualifikationsgruppen am 20%- , 50%- und 80%-Quantil geschätzt werden (für (H) nur 20% und 50%), vgl. Fitzenberger (1999) und die dort angegebene Literatur. Die Schätzungen berücksichtigen nur vollerebstätige Männer, und als Regressoren gehen ein Alterspolynom zweiten Grades sowie Dummies für die Jahre 1976 bis 1995 ein. Die geschätzten Koeffizienten der Jahresdummies dienen als Lohnindizes für die verschiedenen Quantile, die in den weiteren Schätzungen verwendet werden. Diese Lohnindizes stellen ein Maß für die Lohnentwicklung pro Effizienzeinheit dar, das möglichst unabhängig von Verschiebungen in der Struktur der Arbeitnehmer ist (d.h. unabhängig von Verschiebungen im Anteil der Teilzeitbeschäftigten und der weiblichen Beschäftigten sowie in der Altersverteilung). Die Schätzung der Faktornachfragegleichungen (3) verwendet die durchschnittlichen Zeittrends der drei Quantile für (U) und (M) bzw. der zwei Quantile für (H) als Approximation des mittleren Lohn w_j für $j \in \{U, M, H\}$ und die Differenzen in den betreffenden geschätzten Zeittrends als Approximation der Quantilsdifferenzen $dq5020_U$.

⁴⁰Auf Grund der starken Zensierung für (H) kann das 80%-Quantil nicht verlässlich geschätzt werden.

Aus der IAB-Beschäftigtenstichprobe wird für jeden Sektor die qualifikations-spezifische Anzahl der vollzeiterwerbstätigen Beschäftigten (Männer und Frauen) berechnet. Die sektorale qualifikations-spezifische Beschäftigung ergibt sich aus der Gesamtbeschäftigung des Sektors in der VGR, indem sie entsprechend der qualifikations-spezifischen Zahl an Vollzeiterwerbstätigen aus der IAB-Beschäftigtenstichprobe aufgeteilt wird. Diese Beschäftigungsgrößen sind unabhängig von Verschiebungen in der Struktur von Teil- und Vollerwerbstätigkeit. Eine systematische Verzerrung der Beschäftigungsniveaus erscheint uns als unproblematisch, da in den Schätzgleichungen Sektordummies verwendet werden.

4.3 Empirische Umsetzung

Die Güternachfragegleichung (2) und die Faktornachfragegleichungen (3) werden separat für das Verarbeitende Gewerbe (VG) und das Nichtverarbeitende Gewerbe (NVG) als statische Beziehungen geschätzt. Zusätzlich zu den bereits angesprochenen Argumenten umfassen die Güternachfragegleichung noch Sektor- und Jahresdummies 1975–1995 und die Faktornachfragegleichungen sektorspezifische lineare Zeittrends (letztere als Proxies für den sektorspezifischen technischen Fortschritt) und Jahresdummies. Die Preis- bzw. Lohnvariablen und der Output in den Faktornachfragegleichungen können nicht als exogen angesehen werden, denn Preise bzw. Löhne reagieren auf Veränderungen der betreffenden Marktnachfrage und Schocks auf die Faktornachfrage führen auch zu einer Veränderung des Outputs. Daher wird hier eine Instrumentvariablenschätzung durchgeführt. Die Instrumente für die Schätzung der Güternachfragegleichung und die Faktornachfragegleichungen umfassen sektorspezifische kubische Zeittrends und Jahresdummies (für das VG auch Importpreise). Für die Faktornachfragegleichungen werden zusätzlich noch die qualifikations-spezifischen Nettoorganisationsgrade der Gewerkschaften (NOG) und der als quasi-fix unsterstellte Kapitaleinsatz $\ln(K)$ verwendet. Der Instrumentvariablenansatz unterstellt, dass die langfristigen sektorspezifischen Verschiebungen im Strukturwandel als exogen für die Schätzgleichungen anzusehen sind und sich damit die Nachfragezusammenhänge identifizieren lassen.

Obwohl die Faktornachfragegleichungen als heuristische Approximation auf Sektorebene anzusehen sind, ist es plausibel, dass auf Grund der Kostenminimierung durch die Firmen die Summe der Faktornachfrageelastizitäten $\eta_{jU} + \eta_{jM} + \eta_{jH}$ für alle $j \in \{U, M, H\}$ gleich null ist. Diese Bedingung wird den Schätzungen auferlegt. Die Faktornachfrageelastizitäten werden wie folgt spezifiziert

$$(4) \quad \eta_{j',j} = s_j \cdot \sigma_{j',j} ,$$

$$\text{wobei } j \neq j' , \quad j, j' \in \{U, M, H\} , \quad \eta_{j,j} = - \sum_{j' \neq j} \eta_{j,j'} \text{ und } s_j = \frac{w_j L_j}{w_U L_U + w_M L_M + w_H L_H} .$$

Unter Berücksichtigung dieser naheliegenden Restriktionen über die Gleichungen hinweg ist es nur notwendig die drei Allen-Uzawa-Substitutionselastizitäten⁴¹ σ_{UM} , σ_{UH} und σ_{MH} bzw. die Parameter, auf Basis derer diese drei Größen spezifiziert werden, zu schätzen.

⁴¹Siehe Hamermesh (1993, S. 35, Gleichung 2.34), wobei jedoch unter der hier verwendeten Definition der Anteile s_j die Annahme konstanter Skalenerträge der Produktionsfunktion nicht erforderlich ist.

Das Modell in Gleichung (3) wird mit dem dreistufigen nichtlinearen Kleinste-Quadrate-Verfahren (3SNLS) unter Berücksichtigung der Restriktionen über die Gleichungen hinweg simultan geschätzt, wobei die Kreuzsubstitutionselastizitäten als Konstante oder als Funktionen der Faktorinputs spezifiziert werden. Es zeigte sich jedoch, dass das 3-Faktoren-Modell nicht mikroökonomisch konsistent geschätzt werden konnte. Häufig erwiesen sich Eigenlohnelastizitäten $\eta_{j,j}$ als positiv. Auf Grund der starken Zensierungsproblematik für die Gruppe (H) ist zu vermuten, dass deren Lohnvariablen nicht hinreichend genau geschätzt werden können. Deshalb haben wir uns darauf beschränkt, nur die Faktorsubstitution zwischen (U) und (M) zu schätzen und für die Substitutionsbeziehungen mit (H) zwei Referenzfälle zu berücksichtigen. Somit werden die Substitutionselastizitäten σ_{UH} und σ_{MH} nicht geschätzt, sondern gesetzt. In einer Spezifikation unterstellen wir $\sigma_{UH} = \sigma_{MH} = 0$ – limitationaler Fall – und in einer zweiten $\sigma_{UH} = \sigma_{MH} = 1$ über alle Wirtschaftszweige hinweg. Auch setzen wir den Koeffizienten von $dq5020_U$ in der Gleichung für (H) auf null. Wir untersuchen die Sensitivität der Ergebnisse hinsichtlich dieser beiden Setzungen.

Beschränkt man sich auf die Schätzung der Faktorsubstitution zwischen (U) und (M), dann ergeben sich nur in wenigen Fällen mikroökonomisch inkonsistente Ergebnisse. Diese inkonsistenten Fälle treten immer dann auf, wenn σ_{UM} in Abhängigkeit weiterer Größen spezifiziert wird. Vor diesem Hintergrund erscheint es uns angemessen, dem Schätzmodell eine Restriktion aufzuerlegen, die von vornherein mikroökonomisch inkonsistente Fälle ausschließt. Dies erfolgt dadurch, dass wir σ_{UM} wie folgt spezifizieren

$$(5) \quad \sigma_{UM} = \exp\{\gamma_0 + \gamma_1 \cdot \ln(L_U/L_M) + \gamma_2 \cdot \ln(L_U/L_H) + \gamma_3 \cdot \ln(K/L)\} .$$

Diese Restriktion ist sinnvoll, da das Schätzmodell für Simulationsexperimente verwendet werden soll.

Ein weiteres Problem besteht darin, dass die multiplikative Verknüpfung der Anteilsvariablen s_j mit der zu schätzenden Substitutionselastizität eine starke Sensitivität der Schätzergebnisse auf extreme Anteilswerte induziert (Ausreisserproblematik). Daher beschränken wir die Schätzungen auf Beobachtungen mit $0,01 \leq s_j \leq 0,99$ ($j \in \{U, M, H\}$) und s_j weicht maximal 2,5 Standardabweichungen vom betreffenden Mittelwert ab. Es zeigt sich, dass eine leichte Abschwächung dieser Bedingungen die Schätzergebnisse drastisch verändern kann, obwohl nur wenige Beobachtungen hinzukommen, und sich gleichzeitig bei einer Verschärfung dieser Bedingungen die Schätzergebnisse praktisch nicht verändern.

Ein häufig in der Literatur auftretendes Problem empirisch geschätzter Faktornachfragefunktionen – und so auch hier, siehe Tabelle 8 im Anhang – ist das Ergebnis, dass alle Outputelastizitäten signifikant kleiner als eins sind (vgl. Fitzenberger, 1999, Kapitel 6). Dies impliziert steigende Skalenerträge in der Produktionsfunktion, was unplausibel erscheint, da wir nur die Variation des Faktors Arbeit bei Konstanz des Kapitaleinsatzes modellieren. Um die Sensitivität der weiteren Ergebnisse hinsichtlich der Schätzung der Outputelastizität zu untersuchen, schätzen wir jedes Modell zum einen inklusive der Outputelastizitäten und zum anderen unter der Restriktion, dass die Outputelastizitäten der drei Qualifikationsgruppen des Faktors Arbeit auf eins gesetzt werden (konstante Skalenerträge). Unter Berücksichtigung der oben diskutierten Setzungen der Substitutionselastizitäten zwischen (H) und den anderen Qualifikationsgruppen ergeben sich somit die vier verschiedenen in Tabelle 3 beschriebenen Spezifikationen.

Tabelle 3: Definition der geschätzten Spezifikationen 1 bis 4

Spezifikation 1	: Substitutionselastizitäten $\sigma_{UH} = \sigma_{MH} = 0$ gesetzt und Outputelastizitäten η_{UY}, η_{MY} und η_{HY} werden mitgeschätzt
Spezifikation 2	: Substitutionselastizitäten $\sigma_{UH} = \sigma_{MH} = 0$ und Outputelastizitäten $\eta_{UY} = \eta_{MY} = \eta_{HY} = 1$ gesetzt
Spezifikation 3	: Substitutionselastizitäten $\sigma_{UH} = \sigma_{MH} = 1$ gesetzt und Outputelastizitäten η_{UY}, η_{MY} und η_{HY} werden mitgeschätzt
Spezifikation 4	: Substitutionselastizitäten $\sigma_{UH} = \sigma_{MH} = 1$ und Outputelastizitäten $\eta_{UY} = \eta_{MY} = \eta_{HY} = 1$ gesetzt

4.4 Schätzergebnisse und Simulationen

Die Schätzungen der wichtigsten Modellparameter finden sich in Tabelle 8 im Anhang separat für das Verarbeitende Gewerbe (VG) und für das Nichtverarbeitende Gewerbe (NVG). Um die Sensitivität hinsichtlich der Modellspezifikation einschätzen zu können, werden alle Ergebnisse für die in Tabelle 3 beschriebenen Spezifikationen ausgewiesen.

Die Schätzungen der Güternachfrage liefern eine negative Nachfrageelastizität η , die im VG vom Betrage her größer als im NVG ist.⁴² Allerdings ist η im NVG nicht signifikant von null verschieden. Diese Schätzung wird jedoch in den in diesem Abschnitt diskutierten Simulationsexperimenten verwendet, da wir immer die Standardabweichungen bestimmen, so dass sich ein hoher Schätzfehler von η im NVG in den Ergebnissen widerspiegelt.

Für die Faktornachfragegleichungen bei gegebenem Output ergibt sich ein stabiler Einfluß der Lohndispersion unterhalb des Medians innerhalb von (U), $dq5020_U$, dergestalt, dass eine Erhöhung dieser Größe bei konstanter durchschnittlicher Entlohnung von (U) mit einer höheren Beschäftigung von (U) und (M) einhergeht. Die geschätzten Outputelastizitäten für die Spezifikationen 1 und 3 sind deutlich kleiner als eins und es finden sich signifikant positive Effekte des Kapitalstocks auf alle Qualifikationsgruppen. In der Literatur wird häufig argumentiert, dass der Effekt des Kapitalstocks schwer vom Outputeffekt getrennt bestimmt werden kann. Dies zeigt sich auch hier, da sich die geschätzten Kapitalelastizitäten deutlich ändern, wenn die Outputelastizitäten für die Spezifikationen 2 und 4 auf eins gesetzt werden. Die Schätzung der Faktorsubstitution zwischen (U) und (M) läßt sich leichter anhand der implizit definierten Substitutionselastizität σ_{UM} in Tabelle 4 illustrieren. Früheren Ergebnissen in Fitzenberger und Franz (1998) und Fitzenberger (1999) für den Zeitraum bis 1990 entsprechend zeigt sich auch hier, dass σ_{UM} im VG geringer als im NVG ist. Auch innerhalb des VG und des NVG bestehen große Unterschiede, wie an den hohen Standardabweichungen deutlich wird. Die durchschnittliche Substitutionselastizität liegt im VG je nach Spezifikation oberhalb oder unterhalb von eins, während sie im NVG eher bei drei liegt. Ein Signifikanztest würde jedoch die Hypothese, dass beide eins entsprechen, nicht verwerfen können.

Im folgenden werden die Implikationen der Schätzergebnisse mittels zweier Simulati-

⁴²Die geschätzten η sind vom Betrage her kleiner als eins, was der Hypothese der Gewinnmaximierung auf Sektorebene bei monopolistischer Konkurrenz widerspricht. Es ist jedoch davon auszugehen, dass die Güternachfrage auf Firmenebene auf Grund monopolistischer Konkurrenz innerhalb des Sektors wesentlich elastischer als auf Sektorebene ist.

Tabelle 4: Durchschnittliche^a geschätzte Substitutionselastizitäten σ_{UM}

	Spezifikation			
	1	2	3	4
VG	1.300	0.636	1.402	0.761
(Stdabw.)	(0.699)	(0.800)	(0.879)	(0.942)
NVG	3.570	3.404	3.093	2.963
(Stdabw.)	(2.173)	(2.083)	(2.519)	(2.436)

a: Gewichtet mit der Gesamtbeschäftigung der jeweiligen Sektoren.

onsexperimente für das Jahr 1995 illustriert. In diesem Jahr betrug die Arbeitslosenquote der Qualifikationsgruppe (U) 20 v.H., von (M) 5,7 v.H. und von (H) 3,8 v.H. (eigene Berechnungen auf Basis der Zahlen in IAB, 1998). Es werden auf Basis der Schätzergebnisse die notwendigen Lohnveränderungen berechnet, die ein bestimmtes Beschäftigungsziel ermöglichen. Um ein eindeutiges Ergebnis zu erhalten, werden über alle Sektoren gleiche relative Lohnveränderungen unterstellt, wodurch die intersektoralen Lohnstrukturen innerhalb der Qualifikationsgruppen unverändert bleiben. Neben der Punktschätzung der notwendigen Lohnveränderungen berechnen wir auch die sich aus dem Schätzfehler der Modellparameter ergebenden Standardabweichungen.

Wir betrachten die beiden folgenden Simulationsexperimente für das Jahr 1995:

1. Wie hoch sind die notwendigen Veränderungen der durchschnittlichen Entlohnung von (U) und (M), damit sich die Arbeitslosenquoten dieser beiden Gruppen halbieren?
2. Wie hoch ist die notwendige Veränderung der Lohndispersion $dq5020_U$ innerhalb der Qualifikationsgruppe (U), damit sich die Arbeitslosenquote dieser Gruppe halbiert?

In beiden Simulationsexperimenten wird ein relativ ehrgeiziges Beschäftigungsziel vorgegeben, wobei es vor allem um eine Verbesserung der Beschäftigungssituation niedrig qualifizierter Arbeitnehmer – der Qualifikationsgruppe (U) – geht. Da wir nur eine Schätzung der Faktorsubstitution zwischen (U) und (M) durchführen, wird kein Beschäftigungsziel für (H) vorgegeben. Die hier dargestellten Simulationsexperimente unterstellen, dass die Lohnveränderungen keinen Einfluß auf die autonome Güternachfrage (den sektorspezifischen Parameter D) in Gleichung (2) aufweisen.

Die folgende Taylor-Approximation 1. Ordnung in den logarithmierten Lohnvariablen X' erlaubt es bei gleichförmiger Veränderung der Entlohnungsgrößen über die 46 Sektoren im Jahr 1995, eine notwendige Veränderung $\Delta X'$ derselben zu schätzen:

$$L_j^* = \sum_i L_{j,i}^* = \sum_i \left\{ L_{j,i} + \frac{\partial L_{j,i}}{\partial X'} \cdot \Delta X' \right\} ,$$

Tabelle 5: Simulationsexperiment 1 – Für das Jahr 1995 geschätzte notwendige logarithmische Veränderungen der qualifikationsspezifischen durchschnittlichen Entlohnung, die zur einer Halbierung der Arbeitslosenquoten von (U) und (M) führen, und die damit einhergehende Veränderung der Erzeugerpreise (geschätzte Standardabweichungen in Klammern)

	Spezifikation			
	1	2	3	4
Δw_U^a	-0.367	-0.150	-0.342	-0.141
(Stdabw.)	(0.109)	(0.020)	(0.099)	(0.019)
Δw_M^b	-0.339	-0.113	-0.313	-0.103
(Stdabw.)	(0.113)	(0.022)	(0.102)	(0.020)
Δpy^c	-0.314	-0.102	-0.314	-0.105
(Stdabw.)	(0.103)	(0.019)	(0.101)	(0.020)

a: Auf Basis der geschätzten Spezifikationen ermittelte Veränderung der durchschnittlichen Entlohnung von Qualifikationsgruppe (U).

b: Auf Basis der geschätzten Spezifikationen ermittelte Veränderung der durchschnittlichen Entlohnung von Qualifikationsgruppe (M).

c: Auf Basis der geschätzten Spezifikationen ermittelte Veränderung der durchschnittlichen Erzeugerpreise (gewichtet mit der realen Wertschöpfung) in Reaktion auf Lohnveränderungen.

wobei $L_{j,(i)}$: tatsächliche Beschäftigung von Qualifikationsgruppe $j \in \{U, M, H\}$ im Jahr 1995 (im Sektor i),

$L_{j,(i)}^*$: im Rahmen des Simulationsexperiments angestrebte Beschäftigung von Qualifikationsgruppe $j \in \{U, M, H\}$ im Jahr 1995 (im Sektor i) und

$\Delta X'$: Veränderung der Determinante der Beschäftigung $X' \in \{\ln(w_U), \ln(w_M), dq5020_U\}$ ($\Delta X'$ ist über die Sektoren hinweg konstant).

Aus dieser Approximation ergibt sich folgende Gleichung in relativen Veränderungen

$$\frac{\Delta L_j}{L_j} \equiv \frac{L_j^* - L_j}{L_j} = \sum_i \left\{ \frac{L_{j,i}}{L_j} \cdot \eta_{j,X,i} \right\} \cdot \Delta X' .$$

Für die beiden Simulationsexperimente ergeben sich somit folgende Gleichungen

$$\begin{aligned} 1. \quad & \left\{ \sum_i \frac{L_{U,i}}{L_U} \cdot \eta_{UU,i} \right\} \cdot \Delta \ln(w_U) + \left\{ \sum_i \frac{L_{U,i}}{L_U} \cdot \eta_{UM,i} \right\} \cdot \Delta \ln(w_M) = \frac{\Delta L_U}{L_U} \\ & \left\{ \sum_i \frac{L_{M,i}}{L_M} \cdot \eta_{MU,i} \right\} \cdot \Delta \ln(w_U) + \left\{ \sum_i \frac{L_{M,i}}{L_M} \cdot \eta_{MM,i} \right\} \cdot \Delta \ln(w_M) = \frac{\Delta L_M}{L_M} \\ 2. \quad & \left\{ \sum_i \frac{L_{U,i}}{L_U} \cdot \eta_{UdU,i} \right\} \cdot \Delta dq5020_U = \frac{\Delta L_U}{L_U} \end{aligned}$$

wobei $\Delta L_j/L_j$ die notwendigen relativen Beschäftigungsänderungen sind, die zu den angestrebten Veränderungen von Arbeitslosenquoten führen.⁴³

⁴³Wir unterstellen als Approximation für diese Berechnungen, dass VG und NVG zusammen der gesamten Volkswirtschaft entsprechen.

Tabelle 6: Simulationsexperiment 2 – Für das Jahr 1995 geschätzte notwendige Veränderungen der Differenz zwischen dem logarithmierten 50%- und 20%-Quantil der Qualifikationsgruppe (U), die zur einer Halbierung der Arbeitslosenquoten von (U) führen, und die damit einhergehenden Veränderungen der Erzeugerpreise und der Beschäftigung von (M) (geschätzte Standardabweichungen in Klammern)

	Spezifikation			
	1	2	3	4
$\Delta dq_{5020_U}^a$	0.175	0.185	0.215	0.230
(Stdabw.)	(0.051)	(0.056)	(0.073)	(0.082)
Δpy^b	0.072	0.062	0.066	0.046
(Stdabw.)	(0.022)	(0.021)	(0.027)	(0.024)
ΔL_M^c	0.059	0.0497	0.049	0.033
(Stdabw.)	(0.023)	(0.023)	(0.027)	(0.027)

a: Auf Basis der geschätzten Spezifikationen ermittelte Veränderung der durchschnittlichen Entlohnung von Qualifikationsgruppe (U).

b: Auf Basis der geschätzten Spezifikationen ermittelte Veränderung der durchschnittlichen Erzeugerpreise (gewichtet mit der realen Wertschöpfung) in Reaktion auf Lohnveränderungen.

c: Auf Basis der geschätzten Spezifikationen ermittelte Veränderung der Beschäftigung der Qualifikationsgruppe (M) in Reaktion auf Lohnveränderungen.

Da über die Sektoren einheitliche Veränderungen $\Delta X'$ unterstellt werden, lassen sich das Gleichungssystem 1 bzw. die Gleichung 2 eindeutig lösen. Die Simulationsexperimente werden für alle vier geschätzten Spezifikationen berechnet. Tabelle 5 umfasst die Ergebnisse für das Simulationsexperiment 1 und Tabelle 6 für Simulationsexperiment 2. Neben den errechneten Veränderungen der Nominallöhne werden auch die über die Outputreaktion implizierte durchschnittliche Veränderung der Outputpreise ausgewiesen. Letztere ermöglichen eine Einschätzung über die implizite Veränderung der Produktlöhne. Wir weisen Standardabweichungen (Stdabw.) aus, die über die Delta-Methode aus den Standardfehlern der geschätzten Parameter errechnet werden.

Die Ergebnisse für Simulationsexperiment 1 hängen sehr stark von der gewählten Spezifikation ab. Für die Spezifikationen 1 und 3 (“geschätzte Outputelastizitäten”) ergibt sich eine Reduktion der durchschnittlichen Nominallöhne von (U) um circa 34 bis 36 v.H. (alle Ergebnisse verstehen sich in Logarithmen) und von (M) um circa 31 bis 33 v.H. Diese Werte reduzieren sich stark, wenn anstelle geschätzter Outputelastizitäten eine Produktionsfunktion mit konstanten Skalenerträgen unterstellt wird (Spezifikationen 2 und 4). Nun reduziert sich die Reduktion für (U) auf circa 14 bis 15 v.H. und für (M) auf 10 bis 11 v.H. Diese Unterschiede erklären sich aus den in den Spezifikationen 1 und 3 geschätzten Outputelastizitäten, die allesamt deutlich kleiner als eins sind. Daher ist für diese Spezifikationen die notwendige Outputerhöhung, die mit der angestrebten Beschäftigungserhöhung einhergeht, wesentlich höher als bei den Spezifikationen 2 und 4. Umso stärker fallen auch die Preisreduktionen für die Spezifikationen 1 und 3 aus, da entlang der fallenden Güternachfragefunktion stärkere Output- und Preisveränderungen über die Grenzkosten der Produktion mit stärkeren Nominallohnveränderungen einhergehen. Auch hinsichtlich der geschätzten Standardabweichungen ergeben sich Unterschiede. Während für die Spezifikationen 2 und 4 die Nominallohnveränderungen recht präzise geschätzt werden können,

sind die Ergebnisse für die Spezifikationen 1 und 3 mit einer wesentlich höheren Unsicherheit belastet. Es zeigt sich, dass die Schätzung der Outputelastizitäten mit einer hohen Unsicherheit verknüpft ist, die sich auf die Simulationsergebnisse überträgt.

Angesichts der Unterschiede über die 4 Spezifikationen sind jedoch folgende Gemeinsamkeiten bemerkenswert: Erstens, das Ausmaß der Faktorsubstitution zu (H) – Spezifikationen 1 bzw. 2 versus 3 bzw. 4 – spielt für die Simulationsergebnisse praktisch keine Rolle. Zweitens, trotz der unterschiedlichen angestrebten Beschäftigungsveränderungen induzieren die Lohnveränderungen eine Verschlechterung der Lohnposition von (U) relativ zu (M) von maximal 4 v.H. Dieser Effekt ist angesichts der doch beachtlichen durchschnittlichen Substitutionselastizität zwischen (U) und (M) relativ gering. Der wesentliche Effekt in den Ergebnissen ist die Nominallohnanpassung für (U) und (M) nach unten um die notwendige Outputerhöhung zu realisieren. Drittens, die Produktlöhne von (U) bzw. (M) müssen sich um maximal 5 v.H. für (U) bzw. um maximal 2,5 v.H. für (M) nach unten anpassen. Abschließend ist zu Simulationsexperiment 1 einschränkend darauf hinzuweisen, dass hier offen bleibt, ob die mit dem starken Skaleneffekt einhergehende Beschäftigungserhöhung von (H) angesichts von deren niedrigen Arbeitslosenquote realisierbar ist.

Die Ergebnisse für Simulationsexperiment 2 in Tabelle 6 erweisen sich als einheitlicher. Unabhängig von der geschätzten Spezifikation wird die notwendige Erhöhung der Lohndispersion unterhalb des Medians innerhalb von (U) auf circa 17,5 bis 23 v.H. geschätzt. Eine solche Erhöhung der Lohndispersion führt auch zu einem leichten Anstieg der Beschäftigung von (M) und einem leichten Anstieg der Güterpreise – letzteres über die Erhöhung der Grenzkosten des Outputs, die sich nur auf die als variabel unterstellten Produktionsfaktoren bezieht. Insgesamt zeigt sich, dass eine Erhöhung der Lohndispersion im unteren Bereich der Lohnverteilung von (U) bei konstanter durchschnittlicher Entlohnung der Qualifikationsgruppe (U) deutliche, beschäftigungserhöhende Effekte aufweist. Es bleibt jedoch offen, ob die simulierte Erhöhung der Lohndispersion innerhalb von (U) nicht “überschießt”, dahingehend, dass dann die Dispersion höher als im Gleichgewicht wäre. Angesichts der hier vorgenommenen heuristischen Schätzung des Einflusses der Lohndispersion innerhalb der Qualifikationsgruppen ist daher einschränkend darauf hinzuweisen, dass hier noch theoretischer Modellierungsbedarf besteht.

5 Ein Maßnahmenpaket für mehr Beschäftigung

“A change of institutions in the labour market is a package deal.”⁴⁴ Genauso wenig wie es Sinn macht, einzelne Maßnahmen aus dem gesamten institutionellen Regelwerk des einen Landes ohne Umschweife in ein anderes zu übertragen,⁴⁵ so gering fallen die Beschäftigungseffekte aus, wenn in einem Land, in Deutschland beispielsweise, nur an einer Schraube des Regelwerkes auf den Arbeits- und Gütermärkten ein wenig gedreht wird, weil dann Komplementaritäten aus dem Blickfeld geraten. Vor diesem Hintergrund stellen wir folgende Liste auf.

1. Vorbemerkung: Die Bekämpfung der Arbeitslosigkeit hat höchste Priorität und sie ist nicht aussichtslos. Andere Länder machen uns vor, dass ein hoher Beschäfti-

⁴⁴Nickell und van Ours (2000), S. 175.

⁴⁵Vgl. dazu Freeman (1998).

gungsstand erreichbar ist. Gleichwohl: Wir werden nicht jedem Arbeitslosen helfen können.

2. Die derzeitigen guten Konjunkturperspektiven sollten zu umfassenden Reformen genutzt werden. Konjunkturell bedingte Arbeitslosigkeit ist wenn überhaupt, dann nur in vergleichsweise geringem Umfang vorhanden. Daher kann man sich auf angebotsseitige Maßnahmen konzentrieren.
3. Die Tariflohnpolitik stellt glaubwürdig sicher, dass in den nächsten fünf Jahren die Reallohnzuwächse um jeweils einen Prozentpunkt unterhalb der trendmäßigen Fortschrittsrate der Arbeitsproduktivität des betreffenden Tarifbereichs liegen. Die Tarifvertragsparteien vereinbaren eine weitere Spreizung der qualifikatorischen Lohnstruktur. Zur Vermeidung eines "Working Poor"-Problems erprobt der Staat verschiedene Modelle zur anreizkompatiblen Subventionierung im Niedriglohnbereich.

Um zu diesem Punkt Größenordnungen anzugeben: Unsere Schätzungen der Faktornachfrage legen nahe, dass, um im Jahr 1995 die Arbeitslosenquoten von Arbeitnehmern ohne abgeschlossene Berufsausbildung und von Arbeitnehmern mit abgeschlossener Berufsausbildung jeweils zu halbieren, die durchschnittlichen Nominallohne der ersten Gruppe zwischen 14 und 37 v.H. und der zweiten Gruppe zwischen 10 und 34 v.H. sinken müssten. Trotz dieser relativ großen Intervalle ergibt sich weiterhin, dass die notwendige Veränderung der Entlohnungsposition der ersten Gruppe relativ zur zweiten nur maximal 4 v.H. beträgt und dass die Produktlöhne (Nominallohne relativ zu den inländischen Erzeugerpreisen) um maximal 5 v.H. für die erste Gruppe und um maximal 2,5 v.H. für die zweite Gruppe angepasst werden müssten. Schließlich ergeben die Schätzungen, dass eine Erhöhung der Lohndispersion unterhalb des Medians innerhalb der ersten Gruppe um 17,5 bis 23 v.H. die Arbeitslosenquote dieser Gruppe um die Hälfte reduzieren würde.

4. Jeder Flächentarifvertrag enthält eine wirksame Öffnungsklausel. Der Gesetzgeber stellt dies durch eine entsprechende Vorschrift im Tarifvertragsgesetz sicher. Des Weiteren lockert er das Günstigkeitsprinzip, verkürzt die Nachwirkungsfristen des Tarifvertrages und verzichtet auf mißbräuchliche Allgemeinverbindlicherklärungen.
5. Arbeitslosenhilfe und Sozialhilfe werden zusammengefaßt. Die Arbeitswilligkeit von Unterstützungsempfängern wird durch konkrete Arbeitsplatz-, Qualifizierungs- und Beratungsangebote regelmäßig überprüft. Arbeitslose, die sich aus von ihnen zu vertretenden Gründen weigern, aktiv daran teilzunehmen, verlieren ihren Anspruch auf Unterstützungsleistungen.
6. Sämtliche institutionelle Regelungen auf Arbeits- und Gütermärkten kommen auf den Prüfstand. Bei fehlendem Nachweis, dass ihre Vorteile etwaige Nachteile bei weitem überwiegen, werden sie (befristet) ausgesetzt oder modifiziert.

Literatur

- Atkinson, A.B. und J. Micklewright** (1991). Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review. *Journal of Economic Literature*, 24(4), 1679–1727.
- Bellmann, L., S. Kohaut und C. Schnabel** (1998). Ausmaß und Entwicklung der übertariflichen Entlohnung. *iw-Trends*, 25(2), 1–10.
- Bender, S., J. Hilzendege, G. Rohwer und H. Rudolph** (1996). Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975–1990. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 197, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), Nürnberg.
- Berthold, N. und R. Fehn** (1996). Evolution von Lohnverhandlungssystemen – Macht oder ökonomisches Gesetz? In: W. Zohlnhöfer (Hrsg.), *Die Tarifautonomie auf dem Prüfstand* (S. 57–94). Duncker und Humblot Berlin.
- Börsch-Supan, A.H.** (1990). Regionale und sektorale Arbeitslosigkeit: Durch höhere Mobilität reduzierbar? *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 110(1), 55–82.
- Burda, M.C.** (1994). Modelling Exits from Unemployment in Eastern Germany: A Matching Function Approach. In: H. König und V. Steiner (Hrsg.), *Arbeitsmarktdynamik und Unternehmensentwicklung in Ostdeutschland* (S. 97–128). Nomos Baden-Baden.
- Buscher, H.S., M. Falk, K. Göggelmann, J. Ludsteck, V. Steiner und T. Zwick** (2000). Wachstum, Beschäftigung und Arbeitslosigkeit. ZEW Wirtschaftsanalysen Band 48, Nomos Baden-Baden.
- Buslei, H. und V. Steiner** (1999). Beschäftigungseffekte von Lohnsubventionen im Niedriglohnbereich. Schriftenreihe des ZEW Band 42, Nomos Baden-Baden.
- Egeln, J., G. Licht und F. Steil** (1997). Firm Foundations and the Role of Financial Constraints. *Small Business Economics*, 9, 137–150.
- Entorf, H.** (1996). Strukturelle Arbeitslosigkeit in Deutschland: Mismatch, Mobilität und technologischer Wandel. In: B. Gahlen, H. Hesse, und H. J. Ramser (Hrsg.), *Arbeitslosigkeit und Möglichkeiten ihrer Überwindung* (S. 139–170). Mohr und Siebeck Tübingen.
- Falk, M. und B. Koebel** (1997). The Demand for Heterogeneous Labour in Germany: Non-Traded versus Traded Goods Sectors. *Centre for European Economic Research (ZEW), Mannheim, Discussion Paper*, 97–28.
- Feist, H.** (2000). Hilfe zur Arbeit – Lehren aus dem Leipziger Modell. *Beitrag auf der Tagung von Frankfurter Institut und European Policy Forum "Beschäftigungspolitik in Europa" am 8./9.6.2000 in Feldafing*, Manuskript.
- Fitzenberger, B.** (1999). Wages and Employment Across Skill Groups: An Analysis for West Germany. Physica-Verlag, Heidelberg.

- Fitzenberger, B. und W. Franz** (1998). Flexibilität der qualifikatorischen Lohnstruktur und Lastverteilung der Arbeitslosigkeit: Eine ökonometrische Analyse für Westdeutschland. In: Gahlen, B., Hesse, H., und Ramser, H.J. (Hrsg.), *Zunehmende Ungleichheit? – Erklärungen und Konsequenzen* – (S. 47–79). Schriftenreihe des Wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Ottobeuren, Band 27: J.C.B. Mohr (Paul Siebeck) Tübingen.
- Fitzenberger, B. und W. Franz** (1999). Industry-Level Wage Bargaining: A Partial Rehabilitation - The German Experience. *Scottish Journal of Political Economy*, 46(4), 437–457.
- Fitzenberger, B., I. Haggenev und M. Ernst** (1999). Wer ist noch Mitglied in Gewerkschaften? Eine Panelanalyse für Westdeutschland. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 119-2, 223–263.
- Franz, W.** (1987). Strukturelle und friktionelle Arbeitslosigkeit in der Bundesrepublik Deutschland. Eine theoretische und empirische Analyse der Beveridge-Kurve. In: G. Bombach, B. Gahlen, und A. Ott (Hrsg.), *Arbeitsmärkte und Beschäftigung – Fakten, Analysen, Perspektiven* (S. 301–323). Mohr und Siebeck Tübingen.
- Franz, W.** (1992) (Hrsg). Structural Unemployment. Physica Heidelberg.
- Franz, W.** (1996a). Ist die Tarifautonomie noch zeitgemäß? *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, 45(1), 31–38.
- Franz, W.** (1996b). Theoretische Ansätze zur Erklärung der Arbeitslosigkeit: Wo stehen wir 1995? In: B. Gahlen, H. Hesse, und H. J. Ramser (Hrsg.), *Arbeitslosigkeit und Möglichkeiten ihrer Überwindung* (S. 3–45). Mohr und Siebeck Tübingen.
- Franz, W.** (1999). Arbeitsmarktökonomik, 4. Aufl. Springer, Berlin.
- Franz, W.** (2000). Neues von der NAIRU? *Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim, Discussion Paper*, 00–41.
- Franz, W. und R.J. Gordon** (1993). German and American Wage and Price Dynamics: Differences and Common Themes. *European Economic Review*, 37(4), 719–762.
- Franz, W. und B. Rütters** (1999). Arbeitsrecht und Ökonomie. Mehr Beschäftigung durch eine Flexibilisierung des Arbeitsrechts. *Recht der Arbeit*, 52(1-2), 32–38.
- Freeman, R.B.** (1998). War of the Models: Which Labour Market Institutions for the 21st Century? *Labour Economics*, 5(1), 1–24.
- Gahlen, B., H. Hesse und H.J. Ramser** (1996) (Hrsg). Arbeitslosigkeit und Möglichkeiten ihrer Überwindung. Mohr und Siebeck Tübingen.
- Hagen, T. und V. Steiner** (2000). Von der Finanzierung der Arbeitslosigkeit zur Förderung von Arbeit – Analysen und Empfehlungen zur Steigerung der Effizienz und Effektivität der Arbeitsmarktpolitik – Analysen und Handlungsempfehlungen zur Arbeitsmarktpolitik. Schriftenreihe des ZEW Band 51, Nomos Baden-Baden.
- Hamermesh, D.S.** (1993). Labor demand. Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Hemmelskamp, J.** (1999). Umweltpolitik und technischer Fortschritt. Schriftenreihe des ZEW (Umwelt- und Ressourcenökonomie), Physica Heidelberg.

Hinze, J. (2000). Relation zwischen Bruttoarbeitslohn und Nettolöhnen. *Hamburgisches Welt-Wirtschafts-Archiv, HWWA-Report 202, Hamburg.*

Hujer, R. und H. Schneider (1996). Institutionelle und strukturelle Determinanten der Arbeitslosigkeit in Westdeutschland: Eine mikroökonomische Analyse mit Paneldaten. In: B. Gahlen, H. Hesse, und H. J. Ramser (Hrsg.), *Arbeitslosigkeit und Möglichkeiten ihrer Überwindung* (S. 53–76). Mohr und Siebeck Tübingen.

Hunt, J. (1995). The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany. *Journal of Labor Economics*, 13, 88–120.

IAB (Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung) (1998). IABwerkstattbericht Nr. 15. *Nürnberg.*

Karr, W. (1997). Die konzeptionelle Untererfassung der Langzeitarbeitslosigkeit. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 30(1), 37–46.

Krug, W. und R. Meckes (1997). Hilfe zur Arbeit – Aktualisierte Arbeitspotentialschätzung 1994. Schriftenreihe des Bundesministeriums für Gesundheit Band 90, Nomos Baden-Baden.

Nickell, S. und J. van Ours (2000). The Netherlands and the United Kingdom: A European Unemployment Miracle? *Economic Policy*, 30, 137–180.

Padoa-Schioppa, F. (1990) (Hrsg.). Mismatch and Labor Mobility. University Press Cambridge.

Riphahn, R., A. Thalmeier und K.F. Zimmermann (1999). Schaffung von Arbeitsplätzen für Geringqualifizierte. *Institut Zukunft der Arbeit (IZA), Bonn.*

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) (1994). Jahresgutachten 1994/95, “Den Aufschwung sichern – Arbeitsplätze schaffen”. Metzler-Poeschel Stuttgart.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) (1998). Jahresgutachten 1998/99, “Vor weitreichenden Entscheidungen”. Metzler-Poeschel Stuttgart.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) (1999). Jahresgutachten 1999/2000, “Wirtschaftspolitik unter Reformdruck”. Metzler-Poeschel Stuttgart.

Schneider, F. und D.H. Enste (2000). Shadow Economies: Size, Causes, and Consequences. *Journal of Economic Literature*, 38(1), 77–114.

Siebert, H. (1998). Arbeitslos ohne Ende? Strategien für mehr Beschäftigung. *Frankfurter Allgemeine Zeitung und Gabler Frankfurt/M. und Wiesbaden.*

Steiner, V. (1997). Kann die Effizienz der deutschen Arbeitslosenversicherung erhöht werden? *Beihefte der Konjunkturpolitik*, Heft 46, 137–168.

Steiner, V. und K. Wagner (1997). Relative Earnings and the Demand for Unskilled Labor in West German Manufacturing. *Centre for European Economic Research (ZEW), Mannheim, Discussion Paper*, 97–17.

A Anhang

Datenbeschreibung

Die empirische Analyse in dieser Arbeit beruht im wesentlichen auf zwei Datenquellen für Westdeutschland, der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) auf Sektorebene und der IAB-Beschäftigtenstichprobe (I_ABS). Die beiden Datenquellen wurden mit dem Ziel verknüpft, qualifikationsspezifische Lohn- und Beschäftigungsdaten mit den sektorspezifischen Daten aus der VGR zusammenzuführen. Im folgenden werden die Daten der VGR und der I_ABS beschrieben und es wird auf verschiedene Aspekte der Datenaufbereitung eingegangen. Schließlich enthält Tabelle 7 die in dieser Arbeit verwendete Sektorklassifikation.

1. Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen (VGR), Fachserie 18, Reihe 1.3 (1975 bis 1995), des Statistischen Bundesamtes nach 58 Wirtschaftsbereichen (Sektoren). Aus der VGR verwenden wir Jahreszahlen für folgende Variablen: Bruttowertschöpfung, beschäftigte Arbeitnehmer, Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit, Nettokapitalstock (Bauten und Ausrüstungen) und Deflatoren für Bruttowertschöpfung. Die Analyse in dieser Arbeit erfolgt auf Basis von 46 der 49 Sektoren (siehe Tabelle 7 für die Sektornumerierung), d.h. ohne Staat, 48, Landwirtschaft, 1, und Private Haushalte und Organisationen ohne Erwerbscharakter, 49. Wir führen die Schätzungen separat für das Verarbeitende Gewerbe (Sektoren 4–35) und das Nichtverarbeitende Gewerbe (Sektoren 2, 3, 36–47) durch. Den Sektoren werden die Importpreisindizes für die betreffenden Endprodukte der Sektoren zugeordnet. Falls keine eindeutige Zuordnung möglich ist, werden gewichtete Mittel gebildet bzw. derselbe Importpreis wird für mehrere VGR-Sektoren verwendet.

2. IAB-Beschäftigtenstichprobe (I_ABS): eine 1 vH Zufallsstichprobe der westdeutschen Rentenversicherungsdaten für den Zeitraum 1975 bis 1995, vgl. Bender et al. (1996).⁴⁶ Die I_ABS beruht auf dem Meldesystem der Rentenversicherungsträger und umfasst daher nur die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung. Im Gegensatz zu VGR-Daten ist eine Unterteilung der Beschäftigten nach dem formalen Ausbildungsniveau möglich. Es fehlen in der I_ABS Informationen über Beschäftigungsverhältnisse mit einem Verdienst unterhalb der Geringfügigkeitsgrenze und oben sind die Verdienste an der Beitragsbemessungsgrenze abgeschnitten (Zensierung), vgl. Bender et al. (1996, S. 14). Der Anteil der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung schwankt stark nach Wirtschaftszweigen (Bender et al. (1996, S. 10)). Insgesamt umfaßt die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung etwa 80% der Gesamtbeschäftigten.

Die grundlegende Beobachtungseinheit in der I_ABS ist das sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnis (Beschäftigungsepisode innerhalb eines Jahres) mit Anfangszeitpunkt, Endzeitpunkt und durchschnittlichem Bruttotageslohn. Letzterer ist an

⁴⁶Diese Datenbeschreibung bezieht sich auf die frühere Version der I_ABS für den Zeitraum 1975 bis 1990. Die neuere Version der I_ABS unterscheidet sich konzeptionell nicht von der älteren.

der Beitragsbemessungsgrenze (BBG) zensiert. Die Jahreslohnbeobachtung für eine Person wird als gewichteter Durchschnitt der Lohnbeobachtungen über die verschiedenen Beschäftigungsverhältnisse in einem Jahr berechnet, wobei die zeitliche Länge als Gewicht eingeht. Die Gesamtdauer der Beschäftigung in einem Jahr geht in die Berechnung des gewichteten Quantile und der unbereinigten Sektorbeschäftigung als Gewicht ein. Die Gesamtbeschäftigung in einem Sektor aus der VGR wird dann gemäß der unbereinigten Sektorbeschäftigung in der I_ABS auf die drei Qualifikationsgruppen aufgeteilt. Bei mehreren Beschäftigungsverhältnissen zu einem Zeitpunkt, vgl. Bender et al. (1996, S. 74ff), wird die Summe der Tageslöhne als Lohnbeobachtung verwendet. Wenn die gleichzeitigen Beschäftigungsverhältnisse verschiedenen Sektoren zuzuordnen sind, dann wird jedem Sektor der Gesamtlohn und die Länge des Beschäftigungsverhältnisses gemäß dem Anteil am Gesamtlohn zugeordnet. Diese Vorgehensweise lässt sich durch die Annahme rechtfertigen, dass der Entlohnungsanteil mit der Aufteilung der Arbeitszeit auf die verschiedenen Beschäftigungsverhältnisse korrespondiert und die Entlohnung je Zeiteinheit konstant ist. Auch wenn nur ein Beschäftigungsverhältnis zu einem Zeitpunkt vorliegt, kann aus Anonymisierungsgründen nur die Information vorliegen, dass das Beschäftigungsverhältnis verschiedenen Sektoren zuzuordnen ist. Auch in diesem Fall wird jedem betroffenen Sektor die Lohnbeobachtung zugeordnet. Die Länge des Beschäftigungsverhältnisses wird auf alle Sektoren gleich aufgeteilt.

Im Zeitablauf wurden immer mehr Zuschläge dem sozialversicherungspflichtigen Entgelt zugerechnet, vgl. Bender et al. (1996, S. 15). Insbesondere wurden ab 1984 Einmalzahlungen der Arbeitgeber sozialversicherungspflichtig. Steiner und Wagner (1998) weisen darauf hin, dass dieser Effekt einen deutlichen Anstieg der Lohnungleichheit bewirkt, der jedoch als Strukturbruch in den Daten anzusehen ist. Um diesem Problem Rechnung zu tragen, verwenden wir das in Fitzenberger (1999, Appendix) für die I_ABS von 1975 bis 1990 vorgeschlagene Verfahren auf den hier vorliegenden Datensatz bis 1995 an. Dieses Verfahren unterstellt, dass nur die Löhne oberhalb des Medians in 1984 von dem Strukturbruch betroffen sind und deshalb die Quantile oberhalb des Medians vor 1984 nach oben zu korrigieren sind.

Die Sektorklassifikation der I_ABS folgt dem Verzeichnis der Wirtschaftszweige der Bundesanstalt für Arbeit und weicht von der Klassifikation des Statistischen Bundesamtes ab. Die Klassifikation der I_ABS umfasst 95 Wirtschaftszweige und ist in den meisten Fällen feiner als die Klassifikation nach 58 Wirtschaftsbereichen in der VGR. In drei Fällen, nämlich für die Wirtschaftsbereiche⁴⁷ 35/36 (Holz), 37/38 (Papier) und 60/61 (Banken, Versicherungen), ist nur die Information für die beiden jeweiligen Sektoren zusammen in der I_ABS verfügbar. In diesen Fällen wird die Beschäftigungslänge proportional zu der Beschäftigung in der VGR auf die Sektoren aufgeteilt, wobei für jeden Sektor dieselbe Lohnbeobachtung unterstellt wird. Analog wird – wie bereits erwähnt – bei der Zusammenfassung der Sektorinformation aus Anonymisierungsgründen verfahren.

Aus der I_ABS werden Lohn- und Beschäftigungsinformationen für die folgenden drei Qualifikationsgruppen verwendet:

(U) ohne abgeschlossene Berufsausbildung und ohne Fachhochschul-/Universitätsabschluss
 (“unqualifiziert” – geringe Qualifikation)

(M) mit abgeschlossener Berufsausbildung und ohne Fachhochschul-/Universitätsabschluss

⁴⁷Die Numerierung bezieht sich auf die Klassifikation des Statistischen Bundesamtes, vgl. Tabelle 7.

(mittlere Qualifikation)

(H) mit Fachhochschul-/Universitätsabschluss

(hohe Qualifikation)

Die Ausbildungsvariable weist eine hohe Zahl an fehlenden Werten im Datensatz auf (etwa 3,3% aller Beschäftigungsepisoden von Männern, 3,7% von vollerwerbstätigen Frauen und 7,5% von teilzeitbeschäftigten Frauen). Diese fehlenden Werte können jedoch auf Basis der in vorhergehenden Beschäftigungsepisoden vorliegenden Informationen für dieselben Personen reduziert werden. Falls die Information aus vorliegenden Episoden nicht vorliegt, greifen wir auf zukünftige Episoden zurück, wobei angenommen wird, dass sich das Ausbildungsniveau nach dem Alter von 25 Jahren nicht mehr ändert. Diese Korrektur reduziert den Anteil der Beschäftigungsepisoden mit fehlenden Ausbildungsinformation auf 2,13% für Männer, 2,52% für vollzeiterwerbstätige Frauen und 6,1% für teilzeitbeschäftigte Frauen.

Tabelle 1: Ausgewählte Kennzahlen zur Arbeitslosigkeit 1970-1999 ^{a)}

Zeitraum 1970/94 Westdeutschland	"offizielle" Arbeitslosenquote v.H.		OECD-stand. Arbeitslosenquote v.H.		Erwerbstätigenquote ^{e)} v.H.	"Stille Reserve" ^{h)} Mio. Personen	"verdeckte" Arbeitslose ⁱ⁾ Mio. Personen	Fluktuation ^{j)}	Anteil der Langzeit-arbeitslosen v.H.	Quote der gering qualifizierten Arbeitslosen v.H.
	(1)	(2)	(3)	(4)						
		WD	OECD ^{d)}	WD	OECD ^{d)}					
1970/74	1.3	1.0	4.0	68.5	64.8	0.184	-	6.1	5.3	-
1975/79	4.4	3.5	5.6	65.8	64.9	0.973	-	3.2	12.5	5.5
1980/84	7.0	6.0	7.5	63.9	64.4	1.352	0.337	2.0	20.5	10.7
1985/89	8.8	6.3	7.9	63.3	65.2	1.631	0.655	1.7	29.6	15.6
1990/94	7.5	(6.7)	8.2	64.5	66.3	1.356	0.862	2.0	27.8	15.4
1995/99										
D	11.8	9.1 ^{e)}	8.2 ^{e)}	64.1 ^{e)}	66.3 ^{e)}	2.717 ^{e)}	2.031	1.7	32.8	24.3 ^{g)}
WD	10.2	-	-	64.0 ^{g)}	-	1.823 ^{e)}	1.018	1.7	34.1	22.1 ^{g)}
OD	18.0	-	-	64.9 ^{g)}	-	0.894 ^{e)}	1.013	1.7	29.3	49.0 ^{g)}

a) Fünfjahresdurchschnitte bis 1994 Westdeutschland (WD), danach getrennter Ausweis (OD: Ostdeutschland, D: Deutschland), Quellenverweis in eckigen Klammern;

b) registrierte Arbeitslose in v. H. der abhängigen zivilen Erwerbspersonen, [1];

c) von der OECD auf ein einheitliches Maßkonzept (i.w. gemäß der ILO Definition) umgerechnete Arbeitslosenquoten, 1990/94: D, [2];

d) OECD: ungewichteter Durchschnitt der Arbeitslosen- bzw. Erwerbstätigenquoten in Frankreich, Italien, Japan, Kanada, Vereinigtes Königreich, Vereinigte Staaten. In einzelnen Ländern sind zu wenigen Zeitpunkten die Arbeitslosenquoten im Zeitablauf nur eingeschränkt vergleichbar;

- e) 1995/98;
- f) Anteil der Erwerbstätigen im Alter zwischen 15 und 64 Jahren an der Erwerbsbevölkerung derselben Arbeitsgruppe (Inländerkonzept) [3], [7], getrennter Ausweis WD bzw. OD [1];
- g) 1995/97
- h) Differenz zwischen dem (z.T. ökonomisch geschätzten) Erwerbspotenzial und den statistisch erfassten Erwerbspersonen (=Erwerbstätige plus registrierte Arbeitslose); die Angaben enthalten auch Teilnehmer an arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen (einschl. Bezieher eines vorgezogenen Altersruhegeldes), [4], [5];
- i) auf Vollzeitarbeitslose umgerechnete Kurzarbeiter, Teilnehmer an Arbeitsbeschaffungs- und Struktur Anpassungsmaßnahmen und an beruflicher und sprachlicher Weiterbildung, Leistungsempfänger nach §§ 125, 126, 428 SGB III, Empfänger von vorgezogenen Altersrenten,[1], dieser Personenkreis ist weiter gefaßt als die in der "Stille Reserve" (Spalte 6) enthaltenen entsprechenden Personen;
- j) Summe der kumulierten Zugänge in die Arbeitslosigkeit und der kumulierten Abgänge daraus (während des Jahres) bezogen auf den jahresdurchschnittlichen Bestand an Arbeitslosen, dividiert durch zwei,[1];
- k) Anteil der ein Jahr und länger als arbeitslos registrierten Arbeitslosen an allen registrierten Arbeitslosen,[1]
- l) Anteil der Arbeitslosen ohne Ausbildung an allen zivilen Erwerbspersonen ohne Ausbildung,[6]

Quellen:

- [1] Jahresgutachten des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, 1998/99 und 1999/2000.
- [2] OECD, Economic Outlook, verschiedene Jahrgänge.
- [3] OECD, Employment Outlook, verschiedene Jahrgänge.
- [4] Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, IAB-Werkstattbericht Nr. 8 v. 4.8.1998, Tabelle 2.
- [5] Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 31 (1), 1998, S. 44.
- [6] Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, IAB-Werkstattbericht Nr. 15 v. 17.12.1998, Anhang 1.
- [7] OECD, Labour Force Statistics, verschiedene Jahrgänge

Tabelle 7: Klassifikation der Wirtschaftsbereiche gemäß Statistischem Bundesamt (FS 18, R 1.3)

Nr. ^a	StaBu-Nr. ^b	Sektor
1	01	Land- u. Forstwirtschaft, Fischerei
2	06	Elektrizität-, Gas-, Fernwärme-, Wasserversorgung
3	10	Bergbau
4	14	Chemische Industrie, Herstellung u. Verarbeitung von Spalt- u. Brutstoffen
5	15	Mineralölverarbeitung
6	16	Herstellung v. Kunststoffwaren
7	17	Gummiverarbeitung
8	18	Gewinnung u. Verarbeitung v. Steinen u. Erden
9	19	Feinkeramik
10	20	Herstellung u. Verarbeitung v. Glas
11	21	Eisenschaffende Industrie
12	22	NE-Metallerzeugung, NE-Metallhalbzeugwerke
13	23	Gießerei
14	24	Ziehereien, Kaltwalzwerke, Stahlverformung usw.
15	25	Stahl- u. Leichtmetall, Schienenfahrzeuge
16	26	Maschinenbau
17	27	Herstellung v. Büromaschinen, EDV-Geräten u. -Einrichtungen
18	28	Straßenfahrzeugbau, Reparatur v. KFZ usw.
19	29	Schiffbau
20	30	Luft- u. Raumfahrzeugbau
21	31	Elektrotechnik, Reparatur v. Haushaltsgeräten
22	32	Feinmechanik, Optik, Herstellung v. Uhren
23	33	Herstellung v. Eisen-, Blech- u. Metallwaren
24	34	Herstellung v. Musikinstrumenten, Spielwaren, Füllhaltern usw.
25	35	Holzbearbeitung
26	36	Holzverarbeitung
27	37	Zellstoff-, Holzschliff-, Papier- u. Papperzeugung
28	38	Papier- u. Pappeverarbeitung
29	39	Druckerei, Vervielfältigung
30	40	Ledergewerbe
31	41	Textilgewerbe
32	42	Bekleidungsgewerbe
33	43	Ernährungsgewerbe (ohne Getränkeherstellung)
34	44	Getränkeherstellung
35	45	Tabakverarbeitung

Nr.^a StaBu-Nr.^b Sektor < Fortsetzung >

36	46	Baugewerbe
37	50	Handel
38	54	Eisenbahnen
39	55	Schifffahrt, Wasserstraßen, Häfen
40	56	Deutsche Bundespost
41	57	Übriger Verkehr
42	60	Kreditinstitute
43	61	Versicherungsunternehmen
44	64	Gastgewerbe, Heime
45	65	Bildung, Wissenschaft, Kultur usw., Verlagswesen
46	66	Gesundheits- u. Veterinärwesen
47	67	Übrige Dienstleistungsunternehmen
48	70	Staat
49	73	Private Haushalte, Private Organisationen ohne Erwerbscharakter

a: In dieser Arbeit verwendete Numerierung der Wirtschaftsbereiche.

b: Numerierung der Wirtschaftsbereiche durch das Statistische Bundesamt.

Tabelle 8: Instrumentvariablenschätzungen der wichtigsten Parameter des Arbeitsnachfragemodells^a

		Verarbeitendes Gewerbe						
Para- meter	Spez. 1		Spez. 2		Spez. 3		Spez. 4	
	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)
η	-.7994				(.0465)			
η_{UK}	.5488	(.0788)	.6020	(.0518)	.5378	(.0808)	.5979	(.0532)
η_{MK}	.4875	(.0424)	.6948	(.0295)	.4884	(.0435)	.6890	(.0301)
η_{HK}	.7075	(.1456)	.7107	(.0982)	.7606	(.1670)	.7547	(.1126)
η_{UY}	.3357	(.0550)	1	(-)	.3466	(.0561)	1	(-)
η_{MY}	.2308	(.0307)	1	(-)	.2385	(.0314)	1	(-)
η_{HY}	.2879	(.1062)	1	(-)	.2474	(.1218)	1	(-)
γ_0	1.577	(1.088)	-5.605	(3.366)	1.046	(1.233)	-4.992	(3.245)
γ_1	-.489	(.4941)	-3.665	(1.521)	-.721	(.5610)	-3.384	(1.462)
γ_2	-.130	(.2402)	1.5831	(.6681)	.0441	(.2715)	1.4583	(.6432)
γ_3	.7111	(.3416)	.89767	(.4115)	.7213	(.3489)	.87588	(.4114)
η_{uAU}	.4160	(.1713)	.36520	(.1764)	.3876	(.1752)	.34215	(.1810)
η_{mAU}	.0285	(.0928)	-.0086	(.0963)	-.008	(.0955)	-.0453	(.0987)
σ_{UH}	0	(-)	0	(-)	1	(-)	1	(-)
σ_{MH}	0	(-)	0	(-)	1	(-)	1	(-)
		Nichtverarbeitendes Gewerbe						
Para- meter	Spez. 1		Spez. 2		Spez. 3		Spez. 4	
	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)	Koeff.	(s.e.)
η	-.1762				(.1211)			
η_{UK}	.0906	(.1120)	.1939	(.0906)	.1062	(.1069)	.2083	(.0859)
η_{MK}	.1560	(.0400)	.2112	(.0398)	.1628	(.0393)	.2136	(.0387)
η_{HK}	.1639	(.0784)	.2845	(.0763)	.2811	(.0859)	.4022	(.0825)
η_{UY}	.4819	(.1522)	1	(-)	.4835	(.1440)	1	(-)
η_{MY}	.5381	(.0764)	1	(-)	.5670	(.0752)	1	(-)
η_{HY}	.1876	(.1556)	1	(-)	.0674	(.1706)	1	(-)
γ_0	-2.73	(.7925)	-2.721	(.7797)	-3.00	(.7965)	-3.019	(.7942)
γ_1	-1.95	(.2564)	-1.943	(.2517)	-2.05	(.2566)	-2.059	(.2555)
γ_2	.5618	(.1115)	.5485	(.1110)	.5916	(.1094)	.58256	(.1094)
γ_3	.1522	(.0799)	.1660	(.0775)	.1551	(.0791)	.17082	(.0767)
η_{uAU}	1.096	(.3944)	1.1240	(.4005)	.8370	(.3713)	.81664	(.3749)
η_{mAU}	.5767	(.1900)	.5331	(.2008)	.4110	(.1901)	.30571	(.2008)
σ_{UH}	0	(-)	0	(-)	1	(-)	1	(-)
σ_{MH}	0	(-)	0	(-)	1	(-)	1	(-)

a: Siehe auch Tabelle 3 zur Modellspezifikation. Zusätzlich zu den hier ausgewiesenen Parametern sind die Güternachfragegleichung (2) noch mit Sektor- und Jahresdummies 1975–1995 und die Faktornachfragegleichungen (3) noch mit sektorspezifischen linearen Zeittrends und Jahresdummies spezifiziert. Die Instrumente für die Schätzung der Güternachfragegleichung und die die Faktornachfragegleichungen (3) umfassen sektorspezifische kubische Zeittrends und Jahresdummies (für das VG auch Importpreise). Für die Faktornachfragegleichungen werden zusätzlich noch die qualifikationsspezifischen Nettoorganisationsgrade der Gewerkschaften (NOG) und der als quasi-fix unsterstellte Kapitaleinsatz $\ln(K)$ verwendet.